

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY



**Menová politika pred vstupom do eurozóny a jednotná menová
politika eurozóny vo vzťahu k finančnej stabilite na Slovensku**

DIPLOMOVÁ PRÁCA

Bratislava 2009

Norbert Švarda

Menová politika pred vstupom do eurozóny a jednotná menová politika eurozóny vo vzťahu k finančnej stabilite na Slovensku

DIPLOMOVÁ PRÁCA

Norbert Švarda

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY
KATEDRA APLIKOVANEJ MATEMATIKY A ŠTATISTIKY

9.1.9 Aplikovaná matematika
Ekonomická a finančná matematika

Vedúci diplomovej práce
RNDr. František Hajnovič

BRATISLAVA 2009

Čestné prehlásenie

Prehlasujem, že som diplomovú prácu vypracoval samostatne s využitím teoretických vedomostí, s použitím uvedenej literatúry a pomocou konzultácií s vedúcim diplomovej práce.

Bratislava, 29. apríla 2009

.....
Norbert Švarda

Poďakovanie

Ďakujem vedúcemu diplomovej práce RNDr. Františkovi Hajnovičovi za všetky cenné rady a usmernenia, a za všetok čas a ochotu, ktoré mi venoval počas vypracovávania diplomovej práce.

Abstrakt

ŠVARDA, Norbert: *Menová politika pred vstupom do eurozóny a jednotná menová politika eurozóny vo vzťahu k finančnej stabilite na Slovensku*. [Diplomová práca] – Univerzita Komenského v Bratislave. Fakulta matematiky, fyziky a informatiky; Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky. – Vedúci : RNDr. František Hajnovič Bratislava, 2009, 59 s.

Cieľom diplomovej práce je zistiť vplyv menovej politiky Slovenska a eurozóny na finančnú stabilitu na Slovensku. Finančnú stabilitu nám budú reprezentovať premenné ako výmenný kurz a ceny nehnuteľností resp. ceny prenájmu nehnuteľností. Pomocou vektorovej autoregresie odhadneme ekonomický model a potom pomocou reakčných funkcií (*impulse response*) budeme študovať vlastnosti vplyvu týchto premenných na ostatné makroekonomické ukazovatele. Následne sa zameriame na opačnú situáciu a navrhnutím alternatívnych podôb Taylorovho pravidla pre Národnú banku Slovenska a Európskej centrálnej banky budeme sledovať či spomenuté premenné finančnej stability majú nejaký vplyv na rozhodovanie centrálnych bánk.

Kľúčové slová: vektorová autoregresia, Taylorove pravidlo, Slovensko, eurozóna, výmenný kurz

Obsah

Úvod	7
1 Štatistická teória	9
1.1 Autoregresný proces	9
1.1.1 Stacionarita a jej testovanie	10
1.1.2 Dickey-Fuller test	12
1.2 Vektorová autoregresia	13
1.2.1 Štrukturovaný VAR	13
1.2.2 Redukovaný VAR	14
1.2.3 Choleskyho rozklad	16
1.2.4 Stabilita VAR modelu	17
1.2.5 Reakčné funkcie (<i>Impulse response function</i>)	17
2 Ekonomická teória	20
2.1 Menová politika	20
2.2 Taylorovo pravidlo	22
2.3.1 Modifikácie Taylorovho pravidla	23
2.3.2 Kritika Taylorovho pravidla	25
3 Empirické odhady	29
3.1 Popis dát	29
3.2 Odhady pomocou vektorovej autoregresie	30
3.3 Odhad Taylorovho pravidla	33
2.3.1 Prípád Slovenska	33
2.3.2 Prípád eurozóny	43
Záver	46
Zoznam bibliografických odkazov	47

Dodatok A - Informačné kritériá.	49
Dodatok B - Hodrick-Prescott filter	51
Zoznam príloh	53
Prílohy.	54

Úvod

Udržať ekonomiku krajiny v rovnováhe je cieľom väčšiny centrálnych bánk na svete. Dôležitým prvkom k dosiahnutiu tohto cieľa je stabilita v každom segmente ekonomiky, či sa už jedná o cenovú stabilitu, menovú stabilitu alebo finančnú stabilitu. Dosiahnutie stability v jednej oblasti výrazne napomáha k stabilizácii v ďalších oblastiach. Napríklad podmienkou cenovej stability pri krajinách s malou otvorenou ekonomikou je stabilný vývoj výmenného kurzu.

V práci sa zameriame na vzájomné vzťahy medzi menovou politikou a domácou a zahraničnou ekonomikou. Zvláštnu pozornosť venujeme vzťahom medzi menovým rozhodnutím a cenami aktív v ekonomike. Zahraničné šoky, menové rozhodnutia ECB aj reálne šoky, sa môžu ku nám preniesť najmä prostredníctvom výmenného kurzu cez devízové trhy. Preto bude výmenný kurz jednou z nami sledovaných veličín. Samotná Národná banka Slovenska deklaruje v správe o finančnej stabilite: *„Zámerom centrálnej banky je pôsobiť proti krátkodobému vplyvu neekonomických faktorov na vývoj výmenného kurzu a proti jeho nadmernej volatilitě, a tým zabrániť negatívnemu vplyvu nestabilného kurzu na vývoj reálnej ekonomiky a na finančnú stabilitu.“*

Pozornosť v súčasnosti vyvoláva aj vplyv menovej politiky na ceny nehnuteľností. Nehnuteľný majetok významnou mierou vplýva na výdaje a zadlženosť domácností, na hypotekárne trhy a na samotný bankový systém. Pre stabilitu bankového systému predstavuje riziko neschopnosť splácania úverov domácnosťami, v dôsledku poklesu cien nehnuteľností, keďže tie boli predmetom ručenia za získané úvery.

Medzi ciele Národnej banky Slovenska patrilo pred rokom 1998 stabilný výmenný kurz. Neskôr banka prešla na inflačné cielenie. Najčastejšie používaným nástrojom na dosiahnutie svojich cieľov centrálnej banky je zmena nominálnej úrokovej sadzby. Vstupné parametre do jej reakčnej funkcie, ktorá sa niekedy nazýva aj Taylorovo pravidlo, nie sú explicitne známe. Našou úlohou bude zistiť či sa v nej môže nachádzať aj výmenný kurz alebo cena nehnuteľností.

Diplomová práca má nasledovnú štruktúru. V prvej kapitole uvedieme štatistické pozadie odhadu modelu vektorovej autoregresie (VAR) a iných ekonometrických metód vyskytujúcich sa v práci. Vysvetlíme základné ekonometrické metódy a pojmy,

ktoré budeme používať a na ktoré sa budeme odvolávať v ďalších kapitolách diplomovej práce.

V druhej kapitole vysvetlíme základné pojmy, ktoré budeme používať pri formulácii ekonomických hypotéz v empirickej časti práce. Podrobnejšie charakterizujeme najmä Taylorovo pravidlo a na základe dostupnej literatúry opíšeme jeho rôzne modifikácie, ich vlastnosti a výhody resp. nevýhody.

V tretej kapitole uvádzame samotné empirické odhady a ich interpretáciu. Najprv pomocou vektorovej autoregresie odhadneme model a reakčné funkcie (*impulse response*). Na základe týchto odhadov potom analyzujeme vzájomné vzťahy medzi ekonomikou, najmä cenou aktív, na jednej strane a menovými rozhodnutiami NBS a ECB, na strane druhej. Ceny aktív sú v našej analýze reprezentované výmenným kurzom, cenami nehnuteľností, resp. cenami prenájmu. V druhej časti tretej kapitoly uvádzame odhad reakčnej funkcie menovej politiky Slovenska a eurozóny a jeho interpretáciu.

Kapitola 1

Štatistická teória

V tejto kapitole v zjednodušenej forme vysvetlíme štatistické pojmy a ekonometrické modely použité v tejto práci.¹ Naším zámerom je iba stručné oboznámenie sa so všetkými ekonometrickými nástrojmi, ktoré sa objavia v tejto práci.

1.1 Autoregresný proces

Predtým ako vysvetlíme zložitejšiu vektorovú autoregresiu, uvedieme jednoduchý autoregresný proces. Za autoregresiu považujeme proces, v ktorom je daná premenná modelovaná iba pomocou jej minulých hodnôt. Rád procesu p udáva počet „lagov“ v modeli, tj. počet minulých hodnôt. Ak $p = 1$, znamená to, že premenná je vysvetľovaná pomocou jednej vlastnej minulej hodnoty.

Autoregresný proces p -teho rádu ($AR(p)$) má tvar:

$$x_t = a_1 x_{t-1} + a_2 x_{t-2} + \dots + a_p x_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (1.1)$$

kde x_t je časový rad, ε_t je biely šum a a_i pre $i = 1, \dots, p$ je koeficient vplyvu i -teho lagu.

Zavedieme operátor spätného posunu L , pre ktorý platí

$$Lx_t = x_{t-1}. \quad (1.2)$$

Operátor posunu môžeme aplikovať viackrát za sebou, čo označíme ako

$$L^i x_t = x_{t-i}. \quad (1.3)$$

Rovnicu (1.1) môžeme zjednodušene zapísať v tvare

$$A(L)x_t = \varepsilon_t, \quad (1.4)$$

alebo

$$x_t = A(L)^{-1} \varepsilon_t, \quad (1.5)$$

kde $A(L) = 1 - a_1 L - a_2 L^2 - \dots - a_p L^p$ je autoregresný polynóm.

¹ Spracované podľa literatúry [3], [5] a [14].

1.1.1 Stacionarita a jej testovanie

Dôležitou vlastnosťou časových radov, ktorú spravidla overujeme pred ich použitím v regresných modeloch, je stacionarita. Použitie nestacionárnych časových radov, alebo zmiešanie stacionárnych a nestacionárnych radov je síce v niektorých prípadoch možné, je však podmienené ďalším testovaním (napr. na prítomnosť kointegrácie). Vhodnou transformáciou dokážeme odstrániť stacionaritu dát. Avšak treba si uvedomiť, že každou transformáciou dát strácame určité informácie, ktoré sú v nich obsiahnuté. Preto treba vždy zvážiť akým spôsobom a či vôbec transformáciu prevedieme.

Rozlišujeme medzi silnou podmienkou stacionarity a slabou podmienkou stacionarity. **Silná podmienka stacionarity** nám hovorí, že bez ohľadu na to v akom čase sa nachádzame v rámci časového radu, vektor prvkov časového radu rovnakej dĺžky musí mať rovnaké pravdepodobnostné rozdelenie. Teda ak označíme stochastický proces X_t a $F_{X_{t_1}, X_{t_2}, \dots, X_{t_k}}(x_{t_1}, x_{t_2}, \dots, x_{t_k})$ je kumulatívna distribučná funkcia združeného pravdepodobnostného rozdelenia X_t v časoch t_1, t_2, \dots, t_k , potom pre ľubovoľné h platí

$$F_{X_{t_1}, X_{t_2}, \dots, X_{t_k}}(x_{t_1}, x_{t_2}, \dots, x_{t_k}) = F_{X_{t_1+h}, X_{t_2+h}, \dots, X_{t_k+h}}(x_{t_1}, x_{t_2}, \dots, x_{t_k}). \quad (1.6)$$

Slabá podmienka stacionarity predpokladá, že časový rad má v čase konštantnú strednú hodnotu a varianciu. Zároveň pre ľubovoľné h platí

$$\text{cov}(X_t, X_s) = \text{cov}(X_{t+h}, X_{s+h}). \quad (1.7)$$

Teda kovariancia dvoch pozorovaní je invariantná voči posunom v čase a závisí iba od vzdialenosti týchto dvoch pozorovaní.

Testovanie stacionarity v časových radoch sa obvykle zameriava na testovanie, či časový rad **obsahuje jednotkový koreň**². Vysvetlenie je nasledovné. Uvažujme $AR(1)$ proces

$$x_t = a_1 x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1.8)$$

ku ktorému prislúcha charakteristická rovnica

$$z - a_1 = 0. \quad (1.9)$$

Je zřejmé, že rovnica má jednotkový koreň v prípade $a_1 = 1$. Predpokladajme teda, že rovnica (1.8) obsahuje jednotkový koreň, čiže má tvar

² Z angl. unit root.

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t . \quad (1.10)$$

Do nej dosadíme $x_{t-1} = x_{t-2} + \varepsilon_{t-1}$ a následne do novovzniknutej rovnice dosadíme $x_{t-2} = x_{t-2} + \varepsilon_{t-2}$, atď. Pre zjednodušenie predpokladajme tiež, že $x_0 = 0$. Takto sme rekurzívnym spôsobom rovnicu (1.10) vyjadrili ako

$$x_t = \sum_{i=0}^t \varepsilon_i , \quad (1.11)$$

teda iba pomocou časového radu bieleho šumu. Potom variancia x_t je vyjadrená ako

$$\text{cov}(x_t, x_t) = \text{var}(x_t) = \text{var} \sum_{i=1}^t \varepsilon_i = \sum_{i=1}^t \text{var}(\varepsilon_i) = \sum_{i=1}^t \sigma^2 = t\sigma^2 . \quad (1.12)$$

Vidíme, že variancia nespĺňa podmienku slabej stacionarity o invariantnosti voči posunom v čase. Variancia časového radu postupom času diverguje do nekonečna.

Ukázali sme, že proces $AR(1)$ je nestacionárny ak obsahuje jednotkový koreň. Odstrániť stacionaritu sa dá pretransformovaním dát. Napríklad ak na oboch stranách rovnice (1.10) odčítame x_{t-1} , dostaneme

$$x_t - x_{t-1} = \Delta x_t = \varepsilon_t . \quad (1.13)$$

Prvá diferenciacia je teda stacionárny rad. Ak proces x_t je nestacionárny a zároveň Δx_t je stacionárny, potom autoregresný proces x_t nazývame diferenciálne stacionárnym, alebo integrovaným procesom rádu jedna. Označujeme ho ako $I(1)$.

Podobne môžeme predpokladať, že náš autoregresný proces $AR(p)$ je definovaný vo všeobecnom tvare ako (1.1). K nemu prislúchajúca charakteristická rovnica má tvar

$$z^p - a_1 z^{p-1} - a_2 z^{p-2} - \dots - a_p = 0 . \quad (1.14)$$

Ak proces obsahuje jednotkový koreň, tak je nestacionárny. V tomto prípade môže mať aj viacero jednotkových koreňov. Na odstránenie nestacionarity je potrebné proces diferencovať viac krát, v závislosti od počtu jednotkových koreňov. Teda ak x_t je nestacionárny a zároveň $\Delta^d x_t$ je stacionárnym procesom, tak autoregresný proces x_t je integrovaným procesom rádu d a označujeme ho $I(d)$. Pre ozrejmenie ešte uvedieme, ak proces je $I(0)$, tak je stacionárny.

Väčšina ekonomických a finančných ukazovateľov je integrovaná, spravidla rádu 1 – teda je $I(1)$. Avšak nájdu sa aj časové rady, napríklad cenový index, ktorý často obsahuje dva jednotkové korene. Na testovanie stacionarity, či presnejšie jednotkového koreňa slúži Dickey-Fullerov test.

1.1.2 Dickey-Fullerov test

Dickey a Fuller vyvinuli základný test na testovanie prítomnosti jednotkového koreňa. Testovali hypotézu :

$$H_0 : \text{časový rad obsahuje jednotkový koreň (tj. } a_1 = 1) \quad (1.15)$$

proti alternatíve

$$H_1 : \text{časový rad neobsahuje jednotkový koreň (tj. } a_1 < 1) .$$

Východiskom bol proces $AR(1)$ definovaný v rovnici (1.8). Z oboch strán odčítali x_{t-1} . S novou rovnicou

$$\Delta x_t = \alpha x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.16)$$

sa mierne zmenila aj testovaná hypotéza :

$$H_0 : \text{časový rad obsahuje jednotkový koreň (tj. } \alpha = 0) \quad (1.17)$$

proti alternatíve

$$H_1 : \text{časový rad neobsahuje jednotkový koreň (tj. } \alpha < 0) .$$

Následne metódou najmenších štvorcov odhadli rovnicu (1.16) a určili t - štatistiku pre α ako

$$t_\alpha = \frac{\hat{\alpha}}{se(\hat{\alpha})} , \quad (1.18)$$

kde $\hat{\alpha}$ je odhad pre α a $se(\hat{\alpha})$ je štandardná odchýlka odhadu. Zistili, že táto t - štatistika za platnosti nulovej hypotézy (1.17) nekopíruje štandardné Studentovo t - rozdelenie. Najprv samotní Dickey a Fuller odvodili asymptotické rozdelenie pre túto štatistiku a neskôr MacKinnon s väčším počtom simulácií spresnil jej kritickú hodnotu. Nulovú hypotézu zamietame v prípade ak hodnota t_α je dostatočne malá, tj. menšia ako kritická hodnota pri daných pravdepodobnostných úrovniach.

Nevýhodou obyčajného Dickey-Fullerovho testu je jeho použiteľnosť iba pre $AR(1)$ procesy. Preto Dickey a Fuller rozšírili odhadovanú rovnicu (1.16) pre $AR(p)$ nasledovným spôsobom

$$\Delta x_t = \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t . \quad (1.19)$$

Dickey a Fuller navrhli okrem tejto aj dve ďalšie rovnice pre test stacionarity.

- Test jednotkového koreňa s driftom

$$\Delta x_t = \mu + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t . \quad (1.20)$$

- Test jednotkového koreňa s driftom a trendovou zložkou

$$\Delta x_t = \mu + \beta t + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.21)$$

Vo všetkých troch prípadoch nulová hypotéza ostáva rovnaká ako v (1.17) a t -štatistika sa taktiež určí ako v prípade (1.18). Počet lagov p sa odporúča vybrať pomocou informačných kritérií.³

1.2 Vektorová autoregresia

Vektorová autoregresia (*VAR*) je ekonometrický model na vyjadrenie vzájomných vplyvov endogénnych premenných⁴ vyskytujúcich sa v modeli. Zobrazuje časový vývoj všetkých endogénnych premenných. Každá premenná je vysvetlená svojimi oneskorenými hodnotami a taktiež oneskorenými hodnotami ostatných premenných.

Rozlišujeme dva základné spôsoby zápisu *VAR* modelov: štrukturovaný zápis a redukovaný zápis. Rád modelu p udáva počet lagov v modeli. Ak máme $p = 1$, znamená to, že premenná je vysvetľovaná pomocou jednej minulej hodnoty všetkých premenných.

1.2.1 Štrukturovaný *VAR*

Štrukturovaný *VAR*-model p -teho rádu má nasledujúci tvar:

$$A_0 y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t , \quad (1.22)$$

kde y_t – vektor zahrňujúci k endogénnych premenných, rozmer ($k \times 1$), pre $i = t-p, \dots, t$

A_i – matica koeficientov vplyvu i -teho lagu, rozmer ($k \times k$), pre $i = 1, \dots, p$

c – vektor konštánt, rozmer ($k \times 1$)

ε_t – vektor náhodných chýb, rozmer ($k \times 1$)

³ Pre viac informácií viď Dodatok A.

⁴ Endogénna premenná je vysvetlená v rámci daného modelu. V našom prípade sú endogénne premenné všetky zložky vektora y vo vzorci (1.22). Naopak exogénna premenná nie je vysvetlená v danom modeli. Do modelu vstupuje ako premenná, ktorá nezávisí od vývoja endogénnych premenných.

Chybový člen má nasledujúce vlastnosti:

$$1) E(\varepsilon_t) = 0 \quad (1.23)$$

$$2) E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-h}) = 0, \quad h > 0 \quad (1.24)$$

$$3) E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_k^2 \end{pmatrix} \quad (1.25)$$

Teda náhodné chyby jednotlivých premenných majú nulovú strednú hodnotu (1.23), sú nekorelované v čase (1.24) a taktiež navzájom nezávislé (1.25). Vektor ε_t nazveme vektorom štrukturálnych šokov, tj. vektorom signifikantných jednorazových zmien ekonomických veličín vo vektore y_t . Variácie štrukturálnych šokov sa nachádzajú na diagonále kovariančnej matice Σ .

Matica A_0 je „matica okamžitého vplyvu“. Teda v prípade ak má nenulové prvky mimo diagonály, tak majú vplyv endogénne premenné na seba okamžite v čase t . Na diagonále sa nachádzajú jednotky, keďže každá rovnica v systéme sa dá znormovať tak, aby pri danej endogénnej premennej bol koeficient 1.

1.2.2 Redukovaný VAR

Redukovaný VAR-model p -teho rádu má nasledujúci tvar:

$$y_t = c + B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \dots + B_p y_{t-p} + e_t, \quad (1.26)$$

kde y_t – vektor zahrňujúci k endogénnych premenných, rozmer $(k \times 1)$, pre $i = t-p, \dots, t$

B_i – matica koeficientov vplyvu i -teho lagu, rozmer $(k \times k)$, pre $i = 1, \dots, p$

c – vektor konštánt, rozmer $(k \times 1)$

e_t – vektor náhodných chýb, rozmer $(k \times 1)$

Predpokladáme, že chybový člen má podobné vlastnosti ako v predošlom prípade:

$$1) E(e_t) = 0 \quad (1.27)$$

$$2) E(e_t e_{t-h}) = 0, \quad h > 0 \quad (1.28)$$

$$3) E(e_t e_t') = \Omega = \begin{pmatrix} \sigma_{11}^2 & \cdots & \sigma_{1k}^2 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{k1}^2 & \cdots & \sigma_{kk}^2 \end{pmatrix} \quad (1.29)$$

Prvé dve podmienky sa nezmenili oproti štrukturovanému *VAR*-u. Teda náhodné chyby majú nulovú strednú hodnotu a sú nekorelované v čase, avšak už nie sú vzájomne nezávislé. Kovariančná matica Ω nám udáva kovariancu medzi jednotlivými náhodnými chybami.

Medzi dvoma zápsmi *VAR* modelu sa dá určiť vzťah nasledovným spôsobom. Ak rovnicu štrukturovaného *VAR*-u (1.22) zľava vynásobíme maticou A_0^{-1} a zavedieme substitúcie $B_i = A_0^{-1}A_i$ pre $i = 1, \dots, p$ dostaneme redukovanú formu. Vzťah medzi náhodnými chybami je vyjadrený ako

$$e_t = A_0^{-1}\varepsilon_t. \quad (1.30)$$

Na základe tejto rovnice dokážeme napísať aj vzťah medzi dvoma kovariančnými maticami:

$$\begin{aligned} \Omega = E(e_t e_t') &= E(A_0^{-1}\varepsilon_t (A_0^{-1}\varepsilon_t')) = E(A_0^{-1}\varepsilon_t \varepsilon_t' A_0^{-1'}) = A_0^{-1}E(\varepsilon_t \varepsilon_t')A_0^{-1'} = A_0^{-1}\Sigma A_0^{-1'} \\ &\Rightarrow \Omega = A_0^{-1}\Sigma A_0^{-1'} \end{aligned} \quad (1.31)$$

Z ekonomického hľadiska sa za lepší model, vzhľadom na opísanie reálnej ekonomiky, považuje štruktúrny *VAR*. Predpokladá sa totiž nezávislosť rôznych ekonomických šokov a túto vlastnosť štruktúrny model má. Takisto pri dátach s nižšou frekvenciou je výskyt matice okamžitého vplyvu reálnejší. Zvýšenie úrokových sadziieb centrálnou bankou v čase t neovplyvní HDP v čase t , ak sa jedná o denné dáta. Avšak keď pracujeme s ročnými alebo štvrtročnými údajmi, zvýšenie úrokovej sadzby má vplyv na HDP už v čase t .

Problémom však je, že štrukturovaný *VAR* model nemá dostatok parametrov na odhad koeficientov. Preto sa prevádza na redukovaný tvar, ktorý už tento problém nemá. Ako vidíme z rovnice (1.30) na identifikáciu štruktúrnych šokov v redukovanom tvare potrebujeme odhadnúť maticu A_0^{-1} . Vieme, že matica Ω je symetrická matica, keďže je to kovariančná matica. To znamená, že obsahuje $k(k+1)/2$ rôznych koeficientov. Z (1.31) vyplýva, že pravá strana rovnice taktiež nemôže mať menej ako spomínaných $k(k+1)/2$ neznámych koeficientov. Keďže matica Σ je diagonálna, tak obsahuje presne k neznámych koeficientov. Z toho vyplýva, že matica A_0^{-1} musí obsahovať ostatných $k(k-1)/2$ neznámych koeficientov. Inými slovami, potrebujem uvaliť $k(k+1)/2$ reštrikcií na maticu A_0^{-1} . Jednou z najpoužívanejších metód odhadu je Choleskyho rozklad.

1.2.3 Choleskyho rozklad

Choleskyho rozklad sa používa na rozklad kladne definitnej symetrickej matice na súčin dolnej trojuholníkovej matice a jej transponovanej matice.

Tvrdenie (1.1)

Ak je matica C symetrická, má reálne prvky a je kladne definitná, potom sa dá rozložiť ako

$$C = LL' , \quad (1.32)$$

kde L je dolná trojuholníková matica s kladnými diagonálnymi hodnotami a L' jej transponovaná matica. Rozklad je jednoznačný, tj. pre každú symetrickú, kladne definitnú maticu existuje práve jedna dolná trojuholníková matica s kladnými hodnotami na diagonále.

Alternatívny zápis Choleskyho rozkladu je nasledovný

$$C = LDL' , \quad (1.33)$$

kde D je diagonálna matica s kladnými hodnotami na diagonále, L je dolná trojuholníková matica s jednotkami na diagonále a L' jej transponovaná matica.

Predpokladajme, že matica C má rozmer $(k \times k)$, potom aj matica L má podobný rozmer. Prihliadnuc na fakt, že matica L je dolná trojuholníková, vidíme, že obsahuje presne $k(k+1)/2$ reštrikcií.⁵ Tento fakt robí Choleskyho rozklad rozšíreným nástrojom na identifikáciu štrukturálnych šokov.

Po porovnaní rovníc (1.31) a (1.33) vieme určiť, že D bude naša diagonálna variančná matica a L bude naša matica A_0^{-1} . Po tomto dosadení rovnica (1.30) bude vyzerať nasledovne:

$$\begin{pmatrix} e_t^{(1)} \\ e_t^{(2)} \\ \vdots \\ e_t^{(k)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ l_{2,1} & 1 & 0 & 0 \\ \vdots & \ddots & 1 & 0 \\ l_{k,1} & \cdots & l_{k,k-1} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{(1)} \\ \varepsilon_t^{(2)} \\ \vdots \\ \varepsilon_t^{(k)} \end{pmatrix} . \quad (1.34)$$

⁵ Za reštrikcie považujeme tie členy matice, ktoré sú pre rôzne matice C stále rovnaké. Ide o diagonálne prvky, ktoré sú jednotky a ich počet je k . A prvky nad diagonálou, ktoré sú nulové a ich počet je $k(k-1)/2$. Dokopy to dáva presne $k(k+1)/2$ reštrikcií.

Vidíme, že štrukturálne šoky $\varepsilon_t^{(i)}$ postupne ovplyvňujú jednotlivé chybové zložky redukovaného systému. Kvôli tomuto rekurzívne vplyvu šokov je veľmi dôležité určenie poradia jednotlivých premenných. Podľa pravidla by navrchu mala byť „najexogénnejšia“ premenná, tj. premenná ktorá je najnezávislejšia. Pod ňou by sa mali zoradiť premenné s čoraz väčšou mierou závislosti od ostatných. Pri rôznych usporiadaniach nám môžu vyjsť rôzne výsledky, takže je veľmi dôležité určiť si správne poradie. Kvôli potrebe tohto usporiadania sa stáva Choleskyho rozklad komplikovaným nástrojom v prípade, ak máme väčší počet premenných.

1.2.4 Stabilita VAR modelu

Predpokladajme, že máme zadaný $VAR(p)$ model v redukovanej forme ako (1.26). Podobne ako pri jednoduchom $AR(p)$ modeli, stabilitu otestujeme pomocou koreňov charakteristickej rovnice, ktorá má v tomto prípade nasledujúci tvar

$$\Pi(z) = (I_k - B_1z - B_2z^2 - \dots) = 0 . \quad (1.35)$$

Počet koreňov rovnice bude $k.p$, kde k je počet endogénnych premenných a p je počet lagov. Aby bol model stabilný, všetky korene polynómu musia ležať mimo jednotkového kruhu⁶. Ak je táto podmienka splnená, tak matica Π má plnú hodnotu a všetky premenné jednotlivo sú stacionárne. Ak je minimálne jeden koreň vnútri jednotkového kruhu, VAR model je nestabilný a niektoré výsledky môžu byť skreslené.

1.2.5 Reakčná funkcia (*Impulse response function*)

Reakčná funkcia je nástroj na pozorovanie vplyvu jednotlivých šokov v čase na endogénne premenné. Odhaľuje dynamickú závislosť medzi jednotlivými premennými vo VAR modeli. Predpokladajme, že máme odhadnutý $VAR(I)$ model v redukovanom tvare

$$\begin{pmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \end{pmatrix} . \quad (1.36)$$

Ak je model stabilný, dá sa rekurzívne upraviť do tvaru⁷

⁶ Software Eviews, jeden z programov, ktorý sme použili, hľadá inverzné korene ku charakteristickej funkcii. V tomto prípade je podmienkou stability, aby všetky korene ležali vnútri jednotkového kruhu.

⁷ Podobným spôsobom ako sme to spravili s $AR(1)$ procesom. Pozri časť (1.1.1) a vzorec (1.11).

$$y_t = \bar{c} + \sum_{i=0}^t B_1^i e_{t-i} . \quad (1.37)$$

Vieme, že v redukovanom tvare sú zložky náhodnej chyby závislé a preto ich prevedieme na chyby štrukturálneho modelu, ktoré sú nezávislé. Do rovnice (1.37) dosadíme vzťah (1.30) a dostaneme

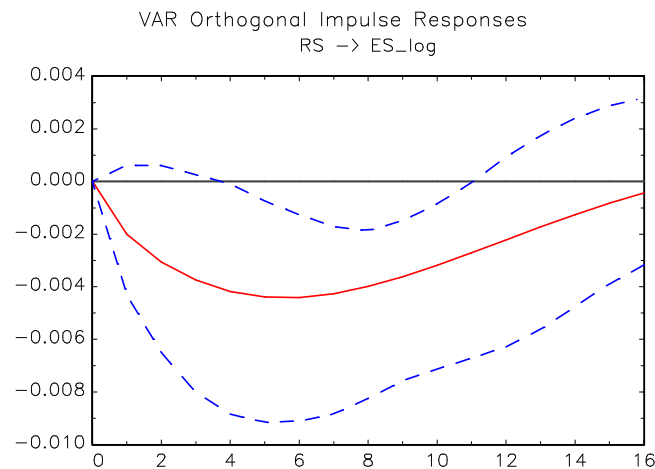
$$y_t = \bar{c} + \sum_{i=0}^t B_1^i A_0^{-1} \varepsilon_{t-i} , \quad (1.38)$$

kde zavedieme substitúciu $\phi(i) = B_1^i A_0^{-1}$ a dostaneme konečný vzťah

$$\begin{pmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{c}_1 \\ \bar{c}_2 \end{pmatrix} + \sum_{i=0}^t \begin{pmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-i} \\ \varepsilon_{2,t-i} \end{pmatrix} . \quad (1.39)$$

V tejto rovnici je viditeľná dynamika systému. Štrukturálne šoky ovplyvňujú obe endogénne premenné cez maticu $\phi(i)$. Prvky matice sa nazývajú *multiplikátormi vplyvu*. Napríklad koeficient $\phi_{21}(0)$ označuje okamžitú mieru zmeny na premennú $y_{2,t}$ pri šoku o jednu jednotku zložky $\varepsilon_{1,t}$. Ak sa posunieme v čase o jednu periódu dopredu, tak koeficient $\phi_{21}(1)$ bude vyjadrovať mieru zmeny toho istého šoku $\varepsilon_{1,t}$ o jednu jednotku, avšak už na premennú $y_{2,t+1}$. Teda ak sa budeme posúvať dopredu v čase, tak koeficient $\phi_{21}(i)$ bude stále vyjadrovať mieru zmeny toho istého šoku v čase t na premennú $y_{2,t+i}$. Vo všeobecnosti teda funkciu $\phi_{jk}(i)$ nazývame reakčnou funkciou premennej $y_{j,t+i}$ na šok $\varepsilon_{k,t}$.

Zdroj obrázku: autorove výpočty



Obrázok 1.1: Príklad reakčnej funkcie na daný šok

Na obrázku (1.1) je zobrazený príklad reakcie jednej premennej na určitý šok. Vidíme, že vplyv šoku bol najväčší po 4-6 periódach, až napokon sa ten vplyv po šesnástich periódach vytratil. Modré prerušované čiary označujú 95%-ný interval spoľahlivosti odhadu reakčnej funkcie, ktoré sú odhadnuté *Hallovou bootstrapovou metódou* [8]. Ak interval spoľahlivosti počas celého obdobia zahŕňa nulovú os, považujeme reakciu danej premennej na daný šok za nesignifikantnú.

Alternatívou k reakčnej funkcii je **rozptylová dekompozícia**⁸. Hovorí o percentuálnom podiele všetkých šokov na danú endogénnu premennú. Zo systému (1.34) je vidno, že daný šok v dynamickom systéme v priebehu jedného obdobia ovplyvní všetky premenné nachádzajúce sa pod ním. Z tohto dôvodu je dôležité určenie poradia v modeli. Najväčší podiel na rozptyle danej premennej by väčšinou mal mať jeho vlastný šok, avšak systém zachytáva aj vplyv ostatných šokov.

⁸ Z angl. *variance decomposition*.

Kapitola 2

Ekonomická teória

2.1 Menová politika

Menová politika slúži na presadenie makroekonomických cieľov a iných zámerov autorít (centrálne banky) pomocou menových nástrojov. Medzi ich ciele môže patriť stabilizácia cenovej hladiny, teda nízka inflácia, alebo stabilizácia výmenného kurzu, kapitálových trhov, či uprednostnenie stabilného ekonomického rastu. Môžu sa snažiť takisto aj o zvýšenie nezamestnanosti či o rovnováhu v platobnej bilancii. Nevýhodou centrálnej banky je, že nemôže sledovať všetky ciele naraz a musí si vybrať, ktoré premenné sa bude snažiť stabilizovať.

V prípade Národnej banky Slovenska do roku 1998 bola cieľená premenná výmenný kurz. Slovenská koruna bola fixovaná voči košu zahraničných mien. Po roku 1998 centrálna banka na Slovensku zaviedla inflačné ciele. Síce najprv iba v implicitnej forme, avšak po vstupe do systému ERM II v roku 2005 Národná banka Slovenska začala explicitné inflačné ciele.

Na dosiahnutie svojich cieľov môže centrálna banka použiť hneď niekoľko priamych alebo nepriamych nástrojov. Priamymi nástrojmi regulujú investičnú činnosť alebo spotrebiteľský úver. Častejšie však používa nepriame nástroje, ktoré sa presadzujú prostredníctvom trhu a medzi hlavné patria:

- *Stanovenie úrokovej miery* – centrálna banka určí nominálnu úrokovú mieru za ktorú poskytuje úvery komerčným bankám na domácom trhu. Ak chce centrálna banka rozširovať ich úverové možnosti, úrokovú sadzbu zníži. Teda komerčné banky budú viac požičiavať, čím sa zvýši množstvo peňazí v obehu. Pri zvyšovaní úroku naopak obmedzí úverové možnosti komerčných bánk.
- *Určenie minimálnej miery rezerv* – centrálna banka určením minimálnej miery rezerv pre komerčné banky takisto ovplyvňuje ich úverovú schopnosť. Pri vyšších vyžadovaných rezervách im ostane menej peňazí na požičovanie.
- *Operácie na voľnom trhu* – centrálna banka predáva alebo nakupuje štátne cenné papiere od komerčných bánk, podnikateľov alebo domácností. Pri nákupoch štátnych cenných papierov centrálna banka zvyšuje množstvo peňazí v obehu. Pri ich predaji množstvo peňazí v obehu zase znižuje.

V súčasnosti najviac používaným menovým nástrojom centrálnych bánk je určenie základnej úrokovej sadzby. Menové rozhodnutie sa premietne ku vytýčeným cieľom cez transmisný mechanizmus. Na zmenu základných úrokových sadzieb zareagujú najprv krátkodobé úrokové sadzby. V následnom kroku dochádza k reakcii celého finančného sektora na zmenené krátkodobé úroky. Nakoniec zmeny finančného trhu ovplyvňujú cieľovú premennú napr. infláciu, ktorá je v prípade efektívneho fungovania menovej politiky blízko cieľovej inflácie.

Spomínaná reakcia finančného trhu na zmenu krátkodobých úrokových sadzieb môže prebiehať cez rôzne transmisné kanály⁹. Kanál *inflačných očakávaní* ovplyvňuje očakávania verejnosti ohľadom budúcej inflácie. Aby tento kanál fungoval efektívne, centrálna banka vyhlasuje explicitné ciele menovej politiky. Dôveryhodnosť menovej politiky centrálnej banky a očakávanie nízkoinflačného prostredia sa prejaví v cenách, keďže výrobcovia zvyšujú ceny opatrnejšie aby nestratili konkurencieschopnosť.

Transmisný kanál *reálnej úrokovej sadzby* určuje relatívnu cenu súčasnej a budúcej spotreby. Pri náraste reálneho úroku vzrastú úspory na úkor súčasnej spotreby. Banky sa stávajú opatrnejším pri prideľovaní úverov a týmto sa znížia celkové investície v ekonomike.

Samostatným transmisným kanálom sú *nominálne úrokové sadzby*, ktorý však v istých prípadoch posilňuje pôsobenie kanálu reálnych úrokových sadzieb. Tento kanál funguje cez efekt hotovostných tokov. Nárast nominálneho úroku zhoršuje hotovostné toky tých inštitúcií, ktoré sú zaťažené dlhom. Naopak zlepšuje situáciu tým subjektom, ktoré sú držiteľmi aktív viazaných na úrokové sadzby. Najovplyvnenejšie sektory v tomto kanáli sú deficit verejného sektora, ktorý je spojený s nominálnym úrokom, a hypotekárny sektor.

Kanál *cien aktív* mapuje vplyv zmeny úrokovej sadzby na ceny finančných aktív alebo ceny nehnuteľností. Nárast úrokovej sadzby spôsobí pokles cien akcií, čiže poklesne aj hodnota čistého imania firmy. Týmto sa zníži efekt celkového bohatstva, čo môže vyústiť do zníženia spotreby domácnosťami. Teda tento kanál posilňuje vplyv menovej politiky cez dodatočnú redukciu spotreby a investícií.

Kanál *výmenného kurzu* ovplyvňuje v podstate celú ekonomiku. Napríklad posilnenie kurzu zníži ceny importovaných výrobkov a znižuje konkurencieschopnosť domácej ekonomiky. Ceny domácich výrobkov sa stanú relatívne drahšími oproti zahraničným výrobkom. Následne sa zníži čistý export. Ďalej finančné subjekty, ktoré vlastnia zahraničné aktíva sa vystavujú kurzovému riziku. Nedá sa určiť jednoznačný efekt tohto kanálu kvôli vplyvu na odlišné ekonomické sektory.

⁹ Spracované podľa [16].

2.2 Taylorovo pravidlo

Reakciu centrálnych bánk na zmenu makroekonomických veličín skúmal medzi inými i Taylor. V roku 1993 vo svojej práci [18] uviedol jednoduchú rovnicu, v ktorej reakcia centrálnej banky závisí od odchýlky aktuálnej HDP od potenciálneho HDP (produkčná medzera) a od odchýlky aktuálnej inflácie od inflačného cieľa. Spomínaná rovnica sa dá napísať v nasledujúcom všeobecnom tvare:

$$i_t = \pi_t + r^* + c_\pi(\pi_t - \pi^*) + c_y(y_t - \bar{y}_t), \quad (2.1)$$

kde i_t je krátkodobá nominálna úroková miera, r^* označuje predpokladanú rovnovážnu úrokovú mieru, π_t je miera inflácie, π^* označuje cieľovú infláciu, y_t je reálna produkcia v krajine a napokon \bar{y}_t je potenciálna produkcia.

Koeficienty c_π a c_y by mali byť podľa Taylora kladné. Teda pri vysokej inflácii, tj. pre hodnotu nad cieľovou infláciou, pravidlo vyústi do zvýšenia nominálnej úrokovej miery. Nárast odchýlky inflácie o 1% od jej cieľovej hodnoty spôsobí nárast nominálnej úrokovej miery o c_π %. Znamenalo by to snahu centrálnej banky udržať kladný reálny úrok.¹⁰

Pri produkčnej medzere platí: ak je reálna produkcia nižšia ako jej potenciál, tak je produkčná medzera záporná. V tom prípade kladný koeficient spôsobí uvoľňovanie monetárnej politiky. Pokles odchýlky reálnej produkcie od jej potenciálu o 1% spôsobí pokles nominálnej úrokovej miery o c_y %.

Koeficienty c_π a c_y majú v podstate charakter váh. Centrálna banka určí na základe vlastných preferencií, ktorú premennú si chce viac ustrážiť. Či uprednostňuje udržať infláciu blízko cieľovej hodnoty alebo sa skôr snaží udržať produkciu blízko jej potenciálnej hodnoty. „Sila váhy“ sa prejaví, keď inflácia je nad cieľovou hodnotou a produkčná medzera je záporná. V tomto prípade totiž vznikajú tlaky na nominálnu úrokovú mieru s rôznymi smermi. Na základe priradených koeficientov sa určí ktorým smerom by sa mala pohnúť nominálna úroková miera.

Taylorove pôvodné pravidlo nemalo empiricky odhadnuté koeficienty ale len teoreticky dané. Jednotlivé koeficienty určil ako $c_\pi = c_y = 0.5$. Samotná rovnica bola vlastne určená a testovaná pre americkú ekonomiku v rokoch 1984-1992. Dlhodobý inflačný cieľ amerického Fed-u¹¹ Taylor určil ako 2% a predpokladanú hodnotu

¹⁰ reálny úrok = nominálny úrok - inflácia

¹¹ Federal Reserve System - plní úlohu centrálnej banky v USA

reálneho úroku odhadol taktiež na 2%. Po dosadení týchto hodnôt dostávame konkrétny tvar Taylorovej rovnice pre USA:

$$i_t = 1 + 1.5\pi_t + 0.5(y_t - \bar{y}_t), \quad (2.2)$$

kde potenciálnu produkciu Taylor vypočítal ako lineárny trend reálneho HDP a infláciu určil ako HDP deflátor za posledné štyri štvrtroky.

Jedná sa o jedno z mála teoretických modelov. Všetky známe modely, ktoré vychádzajú z tohto modelu nasledovali, mali empirický charakter. To znamená, že koeficienty boli odhadnuté rôznymi regresnými metódami.

2.2.1 Modifikácie Taylorovho pravidla

Hneď po uvedení pôvodného článku sa objavilo veľké množstvo analýz, kritiky a prípadných vylepšení, modifikovaní tejto rovnice. V tejto časti sa pokúsime v krátkosti zhrnúť tie najdôležitejšie zmeny a nápady.¹²

Dopredu hľadacie vs. dozadu hľadacie pravidlo

Alternatívou k štandardnému Taylorovmu pravidlu je dozadu hľadacie pravidlo. Zakladá sa na predošlých pozorovaniach jednotlivých premenných. Môže obsahovať jednu až viac lagovaných hodnôt vysvetľujúcich premenných. Ich využitie má jednoduché vysvetlenie: keďže centrálna banka v čase rozhodovania nepozná aktuálne hodnoty vysvetľujúcich premenných, zavedením lagovaných hodnôt model nadobúda realistickejší rozmer.

Opakom tejto alternatívy je dopredu hľadacie Taylorovo pravidlo. Zakladá sa na predpoklade, že rozhodnutie o úrokovej miere v tomto momente spôsobí zmeny na trhu až po nejakom čase. Tým pádom by úroková miera mala byť nastavená tak, aby zodpovedala situácii v čase keď sa prejaví jeho vplyv. V tomto prípade Taylorovo pravidlo používa očakávané budúce hodnoty vysvetľujúcich premenných. V rôznych modeloch boli použité očakávané hodnoty v horizonte 1 až 4 štvrtroky. Treba však poznamenať, že každé dopredu hľadacie pravidlo implikuje jeho dozadu hľadiacu verziu. Totiž každé očakávanie niektorej z vysvetľujúcich premenných môže byť nahradená funkciou premenných s predošlými pozorovaniami.

¹² Spracované podľa [2] a [18].

Zotrvačnosť v rovnici

Na zachovanie zotrvačnosti Taylorovho pravidla Clarida, Gali a Gertler [4] zaviedli do rovnice jednu predošlú hodnotu úrokovej miery. Napriek tomu, že sa teoreticky nedokázala nevyhnutná potreba tejto premennej v rovnici, viacero dôvodov nám dáva logické vysvetlenie jej prítomnosti: strach zo straty dôveryhodnosti centrálnej banky, neochota robiť veľké skoky v úrokových mierach, strach z narušenia kapitálových trhov. Čím väčší koeficient sa nachádza pri tejto premennej, tým menšia je vôľa centrálnej banky robiť radikálne zmeny.

Miera nezamestnanosti

Veľmi ťažko merateľnou veličinou v rovnici je produkčná medzera. Nesprávne odhadnutá produkčná medzera a následné určenie úroku môže spôsobiť neefektivitu v stabilizácii inflácie a výstupu. Preto Ball a Tchaidze [1] použili namiesto produkčnej medzery odchýlku aktuálnej nezamestnanosti od jej prirodzenej miery. Neskôr ešte Orphanides a Williams [19] pridali do Taylorovej rovnice premennú vyjadrujúcu rast nezamestnanosti.

Tieto prístupy vychádzajú z Okunovho zákona, ktorý dáva do súvisu produkčnú medzeru a práve spomenutú odchýlku aktuálnej nezamestnanosti od jej prirodzenej hodnoty (NAIRU – *non-accelerating inflation rate of unemployment*)

$$(y_t - \bar{y}_t) = c(u_t - u^*) \quad (2.3)$$

Na ľavej strane rovnice sa nachádza produkčná medzera a na pravej strane sa nachádza odchýlka aktuálnej nezamestnanosti od jej prirodzenej úrovne. Koeficient c odhadli pre americkú ekonomiku medzi hodnotami -2 až -3. To znamená, že rast nezamestnanosti o 1% spôsobí pokles produkčnej medzery o 2 až 3 percentá.

Podľa Okuna sa potenciálna produkcia dosiahne pri úrovni prirodzenej nezamestnanosti. V tom prípade nenastávajú tlaky na cenovú úroveň a inflácia ostáva stabilnou veličinou. Samozrejme, platí to pokiaľ neexistujú exogénne šoky. Ak je aktuálna miera nezamestnanosti pod úrovňou prirodzenej miery, nastávajú inflačné tlaky, čo je ekvivalentné prípadu, keď je reálna produkcia nad potenciálnou produkciou, tj. ekonomika sa prehrieva. Ak je však nezamestnanosť vyššia ako je jej prirodzená hodnota, tak produkčná medzera je záporná a ekonomika potrebuje vzpružiť.

Ani v tomto prípade sa však nezbavíme rizika odhadovania nemerateľnej veličiny. V našich odhadoch môžeme použiť konštantnú úroveň NAIRU, čo je však málo pravdepodobné. Napokon aj Ball a Tchaidze [1] vo svojej publikácii usúdili, že v čase sa

meniace NAIRU lepšie pasuje do nimi odhadovaných Taylorových rovníc. Určiť NAIRU môžeme aj pomocou Hodrick Prescottovho filtra¹³ podobne ako potenciálnu produkciu.

Výmenný kurz

Objavili sa aj publikácie, ktoré argumentovali, že menová politika sa nemusí sústreďovať len na stabilizáciu cenovej úrovne, ale skôr na stabilizáciu výmenného kurzu. Výskum takéhoto typu rovnice síce ukázal, že cielenie výmenného kurzu neprináša veľa zisku ekonomike. Na dôvažok fluktuácie v reálnom produkte a cenová volatilita sú vyššie v prípade pevných kurzov ako v prípade flexibilných menových kurzov. Preto je výhodnejšie stanoviť úrokové miery na základe ekonomických podmienok v krajine, a brať iba minimálny ohľad na vývoj menového kurzu. Na druhej strane však, pri európskych krajinách, ktoré vstúpili do Európskej únie a zaviazali sa prijať v dlhodobom horizonte euro by mohli mať vo svojich reakčných funkciách práve aj výmenný kurz. Problémom pri tomto type Taylorovho pravidla je nejednoznačnosť v názoroch či použiť nominálny alebo reálny výmenný kurz.

2.2.2 Kritika Taylorovho pravidla

Napriek popularite Taylorovho pravidla treba mať na zreteli aj nevýhody tohto jednoduchého nástroja.¹⁴ Samotný Taylor [18] upozorňoval, že centrálné banky priamo nenasledujú toto pravidlo. Svojim spôsobom by to bolo aj technicky nemožné. Ak si zoberieme napríklad štvrťročné dáta, tak je to relatívne krátke obdobie na zistenie, či výkyv v cenovej hladine je len dočasné alebo trvalé, a bolo by vhodné zareagovať. Na druhej strane je však nepredstaviteľné, aby centrálné banky nechali úrokové miery nemenné až tri mesiace. Neblahé následky by to malo napríklad v časoch prehlbujúcej sa recesie, keď sú nutné okamžité rozhodnutia.

Samozrejme, tieto technické nedostatky by sa dali odstrániť. Napríklad namiesto štvrťročných zobrať mesačné dáta alebo pri cenových indexoch zobrať priemer predošlých štvrťrokov. Na zistenie zotrvačnosti zmeny v cenovom indexe sa pozrieť na iné ukazovatele cenovej úrovne. Týmto sa však vystavujeme riziku, že stratíme vlastnosť jednoduchosti rozhodovacej funkcie.

Carere a Tchaidze [2] zhrnuli niekoľko svojich poznatkov o rizikách hľadania Taylorovho pravidla. Poukázali na fakt, že hneď pár rokov od uvedenia Taylorovho pravidla sa objavilo množstvo ďalších podobných rovníc rovnako spoľahlivo vysvetľujúcich reakciu centrálnej banky v USA. Napriek tomu, že všetky rovnice sa

¹³ Opis HP filtra v Dodatku B.

¹⁴ Spracované podľa [2], [10] a [11].

v niečom od seba líšili. Nachádzali sa medzi nimi dopredu hľadajúce, dozadu hľadajúce či s nezamestnanosťou. Vysvetľovali si to tým, že v danom čase ešte neexistuje dostatok metód na správne posúdenie jednotlivých Taylorových pravidiel. Preto vyzvali na opatrnosť pred použitím týchto menových pravidiel. Mysleli tým hlavne spoliehanie sa na pravidlo, ktoré je nepresne odhadnuté alebo vybrané z nevhodných dôvodov.

Ďalším dôvodom nabádajúcim k opatrnosti je fakt, že Taylorovo pravidlo je príliš jednoduchý nástroj na vysvetlenie tak zložitého procesu akú centrálna banka rieši. Veľký počet výskumníkov a akademikov považuje Taylorovo pravidlo za základ pri menovej politike. Avšak treba brať na vedomie, že žiadna z centrálnych bánk doteraz nedeklarovala použitie Taylorovho pravidla ako hlavný inštrument pri rozhodovaní o úrokových mierach.

Medzi ďalšie zdroje neistoty patrí nedostatok spoľahlivosti pri určení presného modelu ekonomiky krajiny alebo potenciálnej produkcie. Preto jednotlivé Taylorove pravidlá by mali byť dostatočne robustné, aby boli spoľahlivé pri rôznych modeloch ekonomiky. No práve pri tých jednoduchých rovniciach môžu nastať problémy s robustnosťou. Objavili sa aj štúdie, ktoré ukázali, že v prípade nelineárneho modelu ekonomiky isté typy Taylorovho pravidla zlyhávajú.

V prípade samotného odhadu môžeme použiť metódu najmenších štvorcov (OLS) alebo metódu momentov (GMM). Rôznymi metódami však vychádzajú iné koeficienty a zároveň sa opätovne vyskytujú problémy s robustnosťou modelov. Odhadnutá rovnica už nepasuje dobre, ak sa zmení rozsah údajov alebo zmení množina inštrumentálnych premenných. Čo sa týka rozsahu údajov, tak sa neodporúča vyvádzať vážne závery z odhadov pre krajiny s krátkou históriou, alebo kde z iných dôvodov nie sú dostupné údaje pre dlhšie obdobie.

Veľa nejasností vyplýva takisto z určenia dát pre regresiu. Najzákladnejšou otázkou je frekvencia dát. Pracovať s ročnými, štvrťročnými ale dokonca s mesačnými dátami? Ak sa pracuje s ročnými dátami, tak zobrať priemer štvrťročných, alebo nárast medzi začiatkom a koncom roka? Síce pri stabilnej a nízkej inflácii je rozdiel medzi týmito hodnotami minimálny a teda použitie jedného či druhého možné, musíme rátať s rizikom, že nie vždy to platí.

Dostávame sa však k ďalšiemu problémovému bodu. Nie je jasné, akú infláciu sleduje centrálna banka. Na výber máme HICP index (harmonizovaný index spotrebiteľských cien) alebo jadrovú infláciu. Prípadne do úvahy prichádza ešte HDP deflátor, ktorý sa vyskytoval aj v pôvodnom modeli Taylora.

Nepresnosť pravidla takisto môže spôsobiť aj odhad produkčnej medzery, teda konkrétne odhad potenciálnej produkcie. Taylor pôvodne používal lineárny trend pre odhad potenciálnej produkcie. Nevýhodou tohto prístupu je, že lineárny trend

predpokladá konštantný rast potenciálnej produkcie a nezohľadňuje prípadné výkyvy v dlhodobých faktoroch. Alternatívne sa dá použiť kvadratický trend alebo po častiach lineárny trend. Drvivá väčšina prác však doteraz najviac využíva Hodrick-Prescottov filter pre trend logaritmu. Aj keď vezmeme do úvahy publikácie, ktoré produkčnú medzeru skúsili nahradiť odchýlkou aktuálnej nezamestnanosti od jej prirodzenej hodnoty, tak sa stále nevyhneme riziku nepresného odhadu, keďže v tomto prípade musíme určiť úroveň prirodzenej nezamestnanosti.¹⁵

Keď sme sa už napokon rozhodli pre určité dáta, čelíme zrazu otázke: Za aké obdobie máme odhadovať Taylorovo pravidlo? Všeobecné rady z rôznych článkov radia empirické odhady robiť pomocou dát, keď mala ekonomika úspešné a „pokojné“ obdobie. Niektorí výskumníci však upozorňujú na nejasnosť určovania úspešného obdobia ekonomiky. Za posledných 15 rokov ekonomika rástla nielen vďaka správne fungovaniu menovej politiky ale aj vďaka globalizácii. Tým sa prirodzene vytváralo konkurenčné prostredie, ktoré malo tiež veľký vplyv na ceny a teda aj nízku infláciu.

Ak už sme odhadli nejakú rovnicu, stále nemáme istotu, že je to práve to, čo hľadáme. Nemôžeme o empirickom odhade priamo tvrdiť, že to je základ riadenia menovej politiky. Nájdený vzťah môže znamenať napríklad, že existuje dlhodobý vzťah medzi úrokom a infláciou resp. produkčnou medzerou, čo však nič nehovorí o tom, že je to menové pravidlo.

Nezhody medzi odborníkmi sa vytvárajú aj v prípade určenia koeficientov. Otázka totiž je, ako sa vysporiadať s prítomnosťou chyby v meraniach dát. Niektorí navrhujú agresívnejší prístup, čiže nastavenie vyšších koeficientov a niektorí naopak uprednostňujú opatrnejší prístup s nižšími koeficientmi. Nechýbajú však ani hlasy, ktoré odporúčajú udržať zdravú rovnováhu a koeficienty nemeniť.

Koeficienty Taylorovho pravidla môžu byť nepresné aj keď nenastanú zmeny v ekonomike. Stačí, keď sa zmení postoj centrálnej banky a zmení cieľovú infláciu, alebo nastanú zmeny váh inflácie a výstupu ekonomiky. V prípade odhadovania z dát pre dlhé obdobie sú tieto zmeny vysoko pravdepodobné.

Problémom môže byť prípadný odhad koeficientov s vysokou štandardnou odchýlkou alebo ich nesignifikantnosť. Nepresnosť môže taktiež spôsobiť, ak sa koeficienty odhadujú napríklad pre lineárny trend inflácie a produkcie a neskôr sa použijú pre iný trend.

¹⁵ Podrobnejší popis rôznych odhadov produkčnej medzere v [17].

Použijúc príznačné prirovnanie Carare-ho a Tchaidze-ho, že „*hľadanie reakčnej funkcie menovej politiky je ako hľadanie čiernej mačky v tmavej izbe, ani netušiac či sa tam vôbec nachádza*“¹⁶, musíme vyzvať na opatrnosť pri nájdení formule Taylorovho pravidla. To sa nemôže považovať za jediné kritérium rozhodovania centrálnej banky. Musí sa brať ohľad aj na ostatné aspekty a vlastnosti trhu.

¹⁶ Z publikácie [2], strana 4.

Kapitola 3

Empirické odhady

3.1 Popis dát

V našich modeloch budeme pracovať so štvrtročnými údajmi. Údaje sú z databázy Eurostatu, Štatistického úradu Slovenskej republiky a Národnej banky Slovenska. V prílohe č. 1 je zobrazený časový vývoj jednotlivých makroekonomických premenných. Budeme pracovať s nasledujúcimi premennými:

- *Reálna produkcia* – reálne HDP v miliónoch korún resp. eur v stálych cenách roku 2000.
- *Potenciálna produkcia* – reálne sezónne očistené HDP vyhladené pomocou HP filtra, s parametrom $\lambda = 1600$.
- *Nominálny úrok* – základná úroková sadzba centrálnych bánk, tj. úroková sadzba pre dvojtýždňové REPO tendre.
- *Cenová hladina* – harmonizovaný index spotrebiteľských cien (HICP).
- *Inflácia* – medziročná zmena harmonizovaných indexov spotrebiteľských cien.
- *Kurz SKK/EUR* – nominálny kurz slovenskej koruny voči euru. Číže slovenská koruna apreciovala (posilňovala), ak sa kurz hýbal smerom dole a depreciovala (oslabovala) v opačnom prípade.
- *Kurz USD/EUR* – nominálny kurz amerického dolára voči euru. Číže euro posilňovalo, ak sa kurz hýbal smerom hore a oslabovalo v opačnom prípade.
- *Ceny nehnuteľností* – ceny nehnuteľností na bývanie za 1m^2 v eurách.
- *Cena prenájmu nehnuteľností* – cenový index prenájmu nehnuteľností.

Všetky premenné okrem úroku a inflácie sú logaritmované úrovne. Pomocou rozšíreného Dickey-Fullerovho testu sme taktiež otestovali prítomnosť jednotkového koreňa v našich časových radoch, čo je dôležité vedieť pre ďalšiu analýzu s nimi. Výsledky týchto testov sa nachádzajú v prílohe č. 2. Väčšina z našich premenných je integrovaná 1. rádu, $I(1)$, avšak cenové indexy sú integrované 2. rádu, $I(2)$.

3.2 Odhady pomocou vektorovej autoregresie

Ešte predtým ako uvedieme poznatky o vzájomných vplyvoch jednotlivých premenných, v krátkosti uvedieme teoretický model, ktorý stojí za našimi odhadmi. Budeme vychádzať z modelu pre malú otvorenú ekonomiku, akou Slovensko bezpochyby je, z publikácie Horvátha a Rusnáka [10]. Všeobecný model popisujúci ekonomiku pozostáva z IS krivky, Phillipsovej krivky a z rovnice, ktorá reprezentuje reakčnú funkciu menovej politiky. V prípade otvorených ekonomík sa systém môže rozšíriť ešte o výmenný kurz alebo iné zahraničné premenné.

V našom prípade má teda rovnica vysvetľujúca produkčnú medzeru, tj. IS/AD krivka, nasledujúci tvar

$$x_{t+1} = \beta_x x_t + (1 - \beta_x) E_t x_{t+2} - \beta_i (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \beta_{x^*} x_{t+1}^* + \beta_e E_t e_{t-1}^R + \varepsilon_{t+1}^{AD}, \quad (3.1)$$

kde x_t je produkčná medzera, i_t je inštrument menovej politiky, x_t^* je zahraničná produkčná medzera, e_t^R je reálny výmenný kurz a ε_t^{AD} je náhodná premenná z normálneho rozdelenia s parametrami $(0, \sigma_{AD}^2)$ reprezentujúca dopytové šoky. Všetky koeficienty by mali byť kladné.

Ďalšia rovnica vysvetľujúca infláciu, tj. Phillipsova krivka, má nasledujúci tvar

$$\pi_{t+1} = \alpha_\pi \pi_t + (1 - \alpha_\pi) E_t \pi_{t+2} + \alpha_x x_{t+1} + \alpha_e (e_t^R - e_{t-1}^R) + \varepsilon_{t+1}^{CP}, \quad (3.2)$$

kde π_t je inflácia a ε_t^{CP} je náhodná premenná z normálneho rozdelenia s parametrami $(0, \sigma_{CP}^2)$ reprezentujúca inflačné šoky. Koeficienty sa znova očakávajú byť kladné. Teda inflácia je váženým priemerom minulej inflácie a očakávanej budúcej inflácie. Ďalej ju ešte vysvetľujú produkčná medzera, zmeny kurzu a náhodné inflačné šoky.

Rovnica pre menovú politiku má klasickú formu Taylorovho pravidla

$$i_{t+1} = \rho_i i_t + (1 - \rho_i) (\gamma_x x_{t+1} + \gamma_\pi \bar{\pi}_{t+1} + \gamma_{i^*} i_{t+1}^* + \gamma_{x^*} x_{t+1}^* + \gamma_{\pi^*} \bar{\pi}_{t+1}^*) + \varepsilon_{t+1}^{MP}, \quad (3.3)$$

kde $\bar{\pi}_t^*$ je zahraničná inflačná miera, i_t^* je zahraničná úroková miera a ε_t^{MP} je náhodná premenná z normálneho rozdelenia s parametrami $(0, \sigma_{MP}^2)$ reprezentujúca menové šoky.

Nakoniec rovnica úrokovej parity, ktorej vyhovuje výmenný kurz

$$(i_t - E_t \pi_{t+1}) - (i_t^* - E_t \pi_{t+1}^*) = e_{t+1|t} - e_t. \quad (3.4)$$

Následne určíme aj model zahraničnej ekonomiky pomocou rovnakých troch rovníc, tj. IS krivky, Phillipsovej krivky a rovnice pre menovú politiku:

$$\begin{aligned}
 \pi_{t+1}^* &= \alpha_\pi^* \pi_t^* + (1 - \alpha_\pi^*) E_t \pi_{t+2}^* + \alpha_x^* x_{t+1}^* + \varepsilon_{t+1}^{CP*} \\
 x_{t+1}^* &= \beta_x^* x_t^* + (1 - \beta_x^*) E_t x_{t+2}^* - \beta_i^* (i_t^* - E_t \pi_{t+1}^*) + \varepsilon_{t+1}^{AD*} \\
 i_{t+1}^* &= \rho_i^* i_t^* + (1 - \rho_i^*) (\gamma_x^* x_{t+1}^* + \gamma_\pi^* \pi_{t+1}^*) + \varepsilon_{t+1}^{MP*}
 \end{aligned} \tag{3.5}$$

Všeobecným predpokladom je, že malá otvorená ekonomika neovplyvňuje veľkú ekonomiku a z tohto dôvodu sú v rovniciach (3.5) iba zahraničné ukazovatele. Budeme vychádzať z tohto modelu, pričom v našich VAR modeloch okrem uvedených premenných použijeme aj niektoré ďalšie premenné, čo zodpovedá rozšíreniu modelu o rovnice vysvetľujúce pridané premenné.

V prílohe č. 2 sa nachádzajú testy jednotkového koreňa pre použité premenné. Väčšina premenných je nestacionárna a preto sme zvažovali aj možnosť diferencovania premenných. Avšak na základe práce Sims-a, Stock-a a Watson-a [13] sme sa rozhodli ponechať premenné vo svojich úrovniach. Uvedení autori argumentujú tým, že pri malom rozsahu dát je veľmi ťažké určiť s istotou prítomnosť kointegračného vektora alebo jednotkového koreňa. Nevhodné zavedenie kointegračného obmedzenia by mohlo spôsobiť nesprávne vyvodené dôsledky. Nakoniec poznamenali, že je často nepotrebné transformovať nestacionárne premenné na stacionárne. Pre nás je najdôležitejšie určenie vzájomného vplyvu premenných a nie presné odhadnutie koeficientov modelu.

Na základe predošlého teoretického pozadia zostavíme štrukturovaný VAR model s vlastnosťami ako sme ukázali v časti (1.2.1)

$$A_0 y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t.$$

Vektor y_t sa skladá z nasledujúcich premenných $y_t' = (x_t^*, p_t^*, i_t^*, x_t, p_t, e_t^N, i_t)$. Poradie je pri Choleskyho rozklade dôležité, preto si o ňom trošku povieme. Poradie by malo začínať najexogénnejšou premennou a končiť najzávislejšou. Kvôli tomu sme do popredia dali európske premenné. V rámci poradia medzi európskymi premennými sme považovali produkčnú medzeru za najnezávislejšiu. Produkčná medzera zároveň ovplyvňuje cenovú hladinu, preto nasleduje hneď za ňou. Nominálny úrok v reakčnej funkcii centrálnej banky sa podľa Taylora snaží reagovať na predošlé dve veličiny a preto sme ho dali na posledné miesto.

V bloku slovenských premenných je argumentácia pre výber poradia podobná. Pridáva sa však ešte nominálny výmenný kurz. Predpokladáme, že kvôli vstupu do

Európskej únie a záväzku čoskoro prijať euro by sa centrálna banka mohla snažiť aj o riadenie výmenného kurzu. Preto sme kurz zaradili ešte pred úrokovú mieru.

Náš predpoklad, že domáce šoky nemajú vplyv na zahraničné premenné, zavedieme do tohto modelu (v súlade s prácou Horvátha a Rusnáka [10]) nasledovným spôsobom. Každú maticu A_i môžeme napísať v blokovej forme

$$A_i = \begin{pmatrix} A_{11}(i) & A_{12}(i) \\ A_{21}(i) & A_{22}(i) \end{pmatrix}, \quad (3.6)$$

kde pod číslom 1 rozumieme množinu zahraničných premenných a pod číslom 2 množinu domácich premenných. Napríklad matica $A_{21}(i)$ je matica koeficientov pre zahraničné premenné ovplyvňujúce domáce veličiny. Naša reštrikcia teda bude $A_{12}(i) = 0$ pre všetky $i = 0, \dots, p$. Počet lagov v modeli sme vybrali na základe Schwarzovho informáčného kritéria¹⁷, ktoré nám navrhlo jedno oneskorenie v modeli.

Z takto definovaného modelu sme odhadli¹⁸ reakčné funkcie (*impulse response*) slovenských premenných na rôzne šoky. V prílohe 3 sú zobrazené reakčné funkcie na domáci menový šok. Šok slovenského úroku veľkosti 29 bazických bodov spôsobí síce krátkodobý rast produkčnej medzery, ale v dlhodobom horizonte spôsobí jej pokles. Avšak pozorované zmeny nie sú príliš signifikantné. Takisto reakcia cenovej úrovne je zhodná s očakávaním, keďže domáci menový šok spôsobí pokles cien na Slovensku.

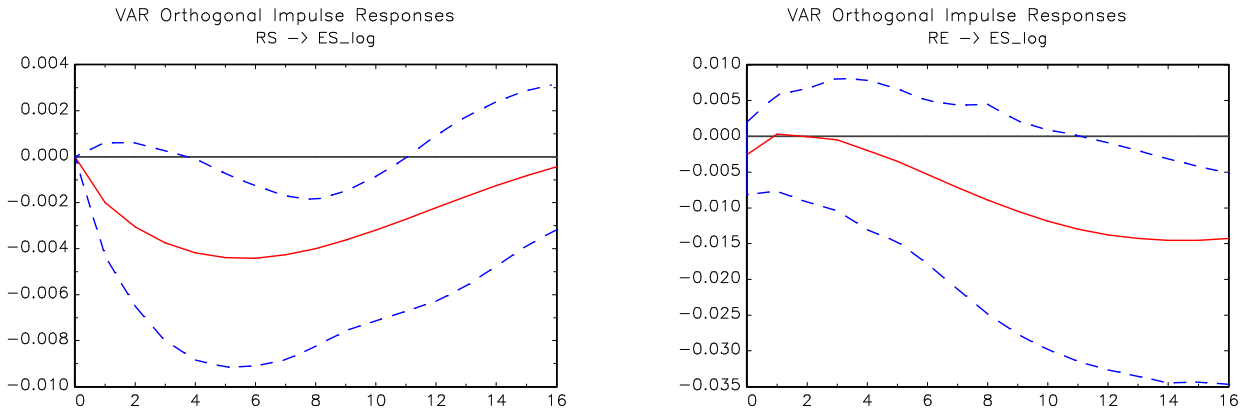
V prílohe č. 4 sú zobrazené reakcie slovenských veličín na zahraničný menový šok. Menový šok európskej centrálnej banky má veľkosť 36 bazických bodov. Najzaujímavejšou reakciou v tejto prílohe je reakcia slovenského úroku. Na nárast európskeho úroku reaguje nárastom signifikantným spôsobom hneď v tej istej perióde až o 24 bazických bodov. Slovenská cenová hladina zareaguje poklesom. Najväčší pokles zaznamenaná v obdobiach 4 až 6 štvrtrokov po šoku. Jedna z možností vysvetlenia je, že je to oneskorená reakcia na zvýšenú domácu úrokovú sadzbu.

Nás však zaujíma hlavne reakcia výmenného kurzu na tieto menové šoky. Na obrázku (3.1) vidíme vplyv domáceho menového šoku a zahraničného menového šoku. Obidva šoky spôsobujú posilňovanie kurzu slovenskej koruny voči euru. Najväčšia reakcia na zvýšenie slovenských úrokov prichádza po zhruba 4 štvrtrokoch. Reakcia na zahraničný menový šok je o niečo pomalšia. Kurz má najprv tendenciu oslabiť, avšak neskôr, v dôsledku reakcie domácej menovej politiky (zvýšenia domácej úrokovej sadzby) kurz posilní. Táto skutočnosť je významná – na zahraničný menový šok

¹⁷ Pre viac informácií viď Dodatok A.

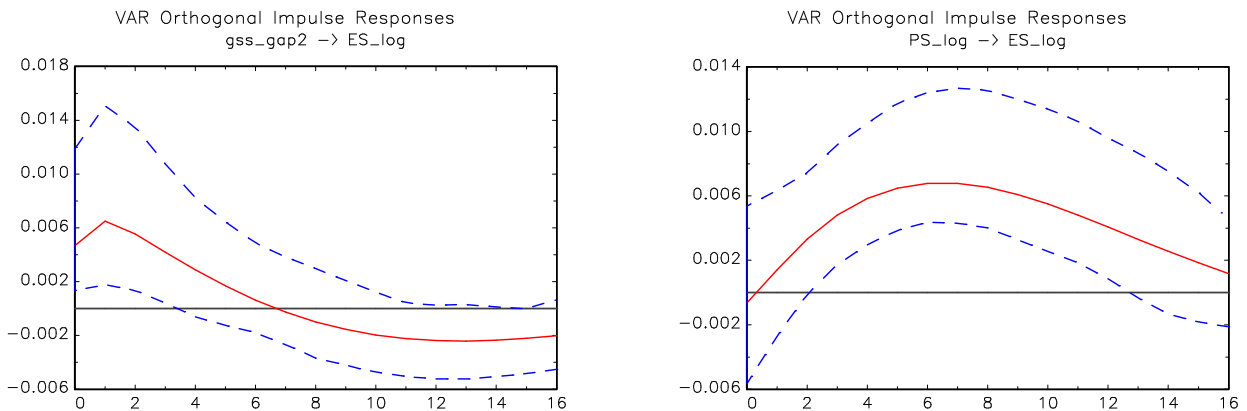
¹⁸ Použitím softvéru na ekonometrické analýzy JMulti.

zareaguje domáca menová politika a potom s oneskorením domáca ekonomika, teda aj výmenný kurz.



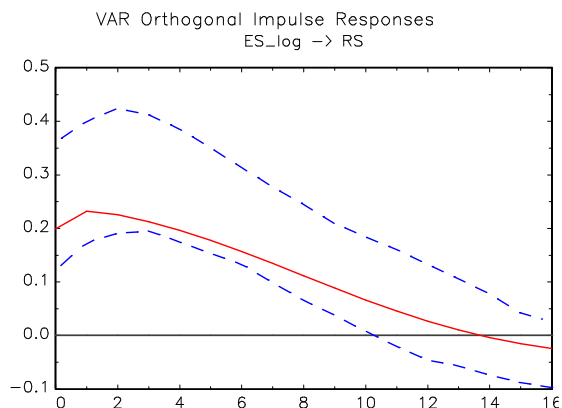
Obrázok 3.1: *Reakcia výmenného kurzu na domáci a zahraničný menový šok*

Na obrázku (3.2) sa nachádza reakcia výmenného kurzu na domáci dopytový šok a inflačný šok. Nárast produkčnej medzery spôsobí oslabenie koruny, ale po jednom roku sa vplyv šoku stáva zanedbateľný. Tak isto aj nárast domácej cenovej hladiny spôsobí signifikantné oslabenie koruny, ktoré vyvrcholí po piatich štvrťrokoch. Vysvetlením môže byť, že oslabenie kurzu je štandardnou reakciou na prehrievanie ekonomiky a na rast cien na domácom trhu..



Obrázok 3.2: *Reakcia výmenného kurzu na dopytový šok a inflačný šok*

Teraz sa zameriame na vplyv výmenného kurzu na menovú politiku Slovenska a pozrieme sa aj na reakcie ostatných veličín na kurzový šok. Kurzový šok má hodnotu 0.0146 logaritmických jednotiek (1.5%). Keďže kurz máme zadaný ako počet slovenských korún za 1 euro, jedná sa o oslabenie koruny.

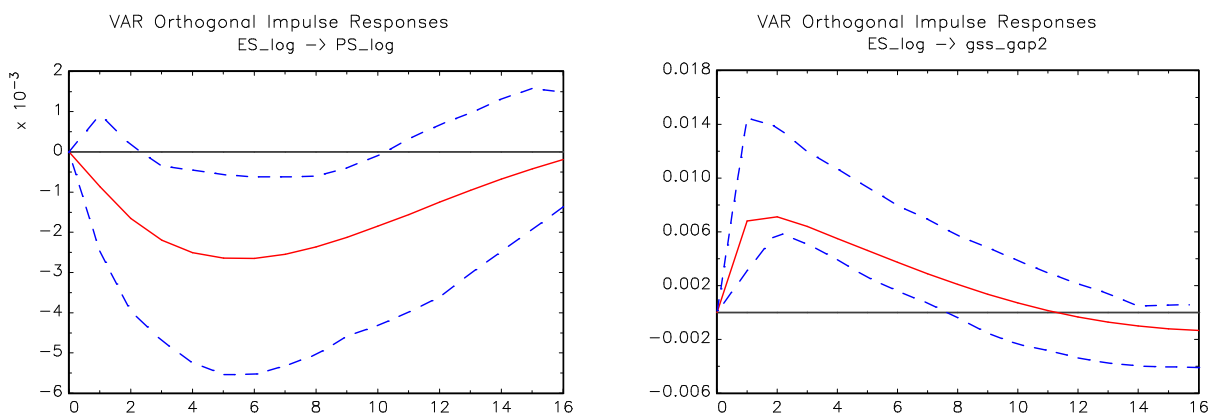


Obrázok 3.3: *Reakcia menovej politiky na kurzový šok*

Ako je vidno z obrázku (3.3) na šokové oslabenie slovenskej koruny zareagovala centrálna banka skoro okamžitým zvýšením úrokovej miery. Reakcia bola silná a vyvrcholila hneď po jednom štvrtroku zvýšením úroku o 23 bázických bodov. Táto významná a rýchla reakcia by mohla potvrdiť našu domnienku, že slovenská centrálna banka sa snažila aj o stabilizovanie výmenného kurzu slovenskej koruny voči euru, keďže krajina deklarovala vo svojich dlhodobých cieľoch vstup do eurozóny.

Napokon na obrázku (3.4) sú zobrazené reakcie cenovej hladiny a produkčnej medzery na oslabenie slovenskej koruny. Domáce ceny po oslabení našej meny klesnú a vplyv vrcholí po piatich štvrtrokoch. Tento vplyv sa pravdepodobne dá vysvetliť predošlou rýchlou reakciou centrálnej banky na kurzový šok zvýšením úrokovej miery, čo sa s oneskorením prejaví na cenách, ktoré klesnú.

Produkčná medzera po kurzovom šoku významne vzrastie a vplyv kurzu kulminuje po dvoch štvrtrokoch. Jedno z vysvetlení môže byť, že poklesom kurzu sa zvýši konkurencieschopnosť slovenských exportérov v zahraničí, čo môže týmto spôsobom potiahnuť našu produkciu.



Obrázok 3.4: *Reakcia cenovej hladiny a produkčnej medzery na kurzový šok*

Nato aby sme zistili nakoľko spôsobujú pohyby úroku a výmenného kurzu ostatné premenné, použijeme rozptylovú dekompozíciu. Tá nám napovie koľko percent variability danej premennej spôsobuje variabilita nejakej inej premennej.

štvrtroky	EU			SR			
	produkčná medzera	cenová hladina	úrok	produkčná medzera	cenová hladina	výmenný kurz	úrok
1	0.01	0.00	0.29	0.09	0.00	0.20	0.42
2	0.01	0.01	0.34	0.05	0.01	0.24	0.33
3	0.01	0.02	0.40	0.05	0.01	0.26	0.26
4	0.01	0.02	0.45	0.05	0.01	0.25	0.20
5	0.01	0.02	0.50	0.05	0.01	0.25	0.16
6	0.01	0.02	0.53	0.05	0.01	0.24	0.14
7	0.01	0.02	0.56	0.05	0.01	0.23	0.12
8	0.01	0.02	0.57	0.05	0.01	0.23	0.11
9	0.01	0.02	0.58	0.05	0.01	0.22	0.11
10	0.01	0.03	0.58	0.05	0.01	0.21	0.10
11	0.01	0.04	0.57	0.05	0.02	0.21	0.10
12	0.01	0.06	0.56	0.05	0.02	0.20	0.10

Tabuľka 3.1: *Rozptylová dekompozícia slovenského úroku*

V tabuľke (3.1) je zobrazená rozptylová dekompozícia pre úrok Národnej banky Slovenska. Najväčší podiel na variancii slovenského úroku v krátkodobom horizonte má jeho vlastný šok. Avšak až za 29% variancie slovenského úroku je zodpovedný európsky úrok. Ukazuje to, že slovenská centrálna banka sa snažila prispôbiť svoje úroky k európskym. Dokonca v dlhodobom horizonte spôsobuje väčší rozptyl ako

vlastný menový šok. Zaujímavý je tiež veľký vplyv výmenného kurzu, ktorý v priemere spôsobuje až 25% variancie domáceho úroku. Je teda dosť pravdepodobné, že centrálna banka priamo reaguje na zmeny vo výmennom kurze, spôsobené napríklad pohybmi na regionálnom finančnom trhu. Naopak cenová hladina a produkčná medzera spôsobujú iba minimum rozptylu.

Rozptylová dekompozícia výmenného kurzu sa nachádza v tabuľke (3.2). V krátkodobom horizonte vysvetľujú až okolo 60% variability kurzu domáce šoky. Avšak v dlhodobom horizonte sa zvyšuje podiel zahraničných šokov, až napokon za 70% rozptylu výmenného kurzu sú zodpovedné zahraničné šoky. Výmenný kurz najviac reaguje na zmeny produkčných medzier, hlavne eurozóny. Domáca produkčná medzera spôsobuje 9% a zahraničná produkčná medzera spôsobuje až 40% variability po jednom roku.

štvrtroky	EU			SR			
	produkčná medzera	cenová hladina	úrok	produkčná medzera	cenová hladina	výmenný kurz	úrok
1	0.26	0.00	0.02	0.07	0.00	0.65	0.00
2	0.39	0.00	0.01	0.09	0.00	0.50	0.01
3	0.40	0.02	0.01	0.09	0.01	0.46	0.01
4	0.40	0.04	0.01	0.09	0.03	0.42	0.02
5	0.38	0.08	0.01	0.08	0.05	0.38	0.03
6	0.36	0.13	0.01	0.07	0.06	0.33	0.04
7	0.33	0.18	0.02	0.06	0.08	0.29	0.04
8	0.29	0.24	0.04	0.05	0.08	0.25	0.04
9	0.26	0.29	0.06	0.04	0.09	0.21	0.04
10	0.24	0.33	0.09	0.04	0.09	0.18	0.04
11	0.21	0.36	0.11	0.03	0.08	0.16	0.04
12	0.19	0.39	0.14	0.03	0.08	0.14	0.03

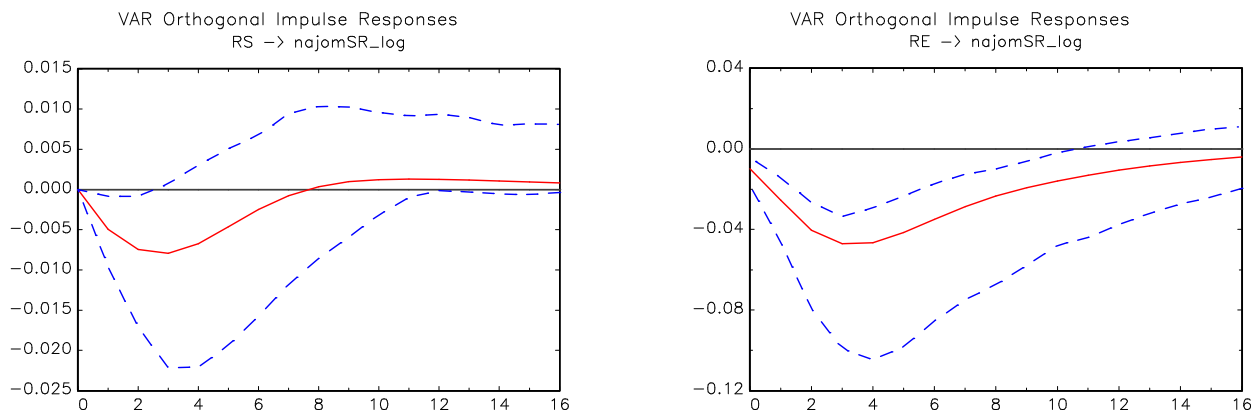
Tabuľka 3.2: Rozptylová dekompozícia výmenného kurzu

Ďalším našim krokom bude preskúmanie vplyvu európskej a slovenskej menovej politiky na vývoj cien prenájmu nehnuteľností. Najprv musíme zaradiť do nášho vektora ceny nehnuteľností. Keďže ceny na trhu s nehnuteľnosťami sú podľa niektorých analýz závislé najmä od ekonomickej úrovne¹⁹, premennú merajúcu cenu nehnuteľnosti zaradíme na druhé miesto za produkčnou medzerou v bloku zahraničných i domácich premenných. Naš vektor vo VAR modeli teda bude mať

¹⁹ Správa o finančnej stabilite za rok 2007. NBS [19]

nasledujúci tvar $y_t' = (x_t^*, v_t^*, p_t^*, i_t^*, x_t, v_t, p_t, e_t^N, i_t)$, kde v_t označuje premennú pre cenu prenájmu nehnuteľností a hviezdička jej zahraničnú hodnotu. Týmto zoradením a aplikovaním reštrikcie, že slovenské premenné neovplyvňujú európske, znova odhadneme VAR model a znova vykreslíme *impulse responsy*.

Na obrázku (3.5) vidíme reakcie ceny nájomného na domáci a zahraničný menový šok. V oboch prípadoch nám cena prenájmu klesne. Jedným z možných vysvetlení môže byť skutočnosť, že rozmach trhu nehnuteľností v období 2000 až 2008 sa opieral o hypotekárne financovanie. Zníženie domácej úrokovej sadzby (v uvedenom období prevládalo skôr zníženie²⁰), či už bolo reakciou na zníženie úrokovej sadzby ECB, alebo išlo o autonómne rozhodnutie NBS, spôsobilo pokles úrokových sadzieb úverov na bývanie, rast cien nových bytov a tým tiež tlak na rast cien prenájmov. Okrem toho, zvýšenie ekonomickej aktivity ako reakcia na zníženie úrokových sadzieb, zvyšovalo dopyt po bývaní a dostupnosť vyšších cien nájomného.

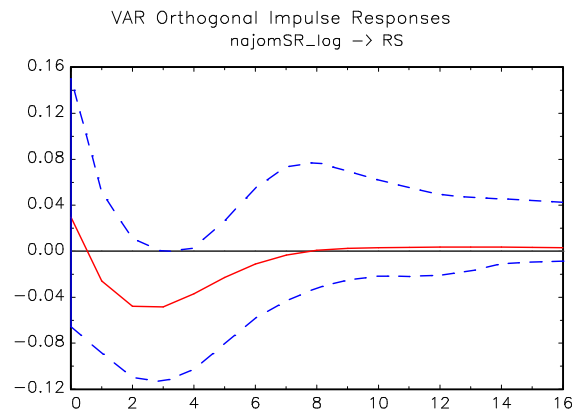


Obrázok 3.5: *Reakcia ceny prenájmu na Slovensku na domáci a zahraničný menový šok*

Z obrázku (3.6) je vidno, že na zvýšenie nájomného reaguje slovenský úrok pružne už po pol roku poklesom. Tento pokles je na hranici signifikantnosti a nevieme jednoznačne povedať, či centrálna banka nejakým spôsobom reagovala priamo na zvýšenie cien prenájmu. Centrálna banka reaguje na celkový vývoj cien, ktorý bol v uvedenom období ovplyvnený aj vývojom cien nájomného. V ďalšej časti otestujeme

²⁰ Vid' vývoj úrokovej miery v prílohe č. 1.

hypotézu, že centrálna banka má vo svojej rozhodovacej funkcii ceny nájomného a to pomocou odhadu Taylorovho pravidla.



Obrázok 3.6: *Reakcia domáceho úroku na nárast ceny prenájmu*

3.3 Odhad Taylorovho pravidla

3.3.1 Prípád Slovenska

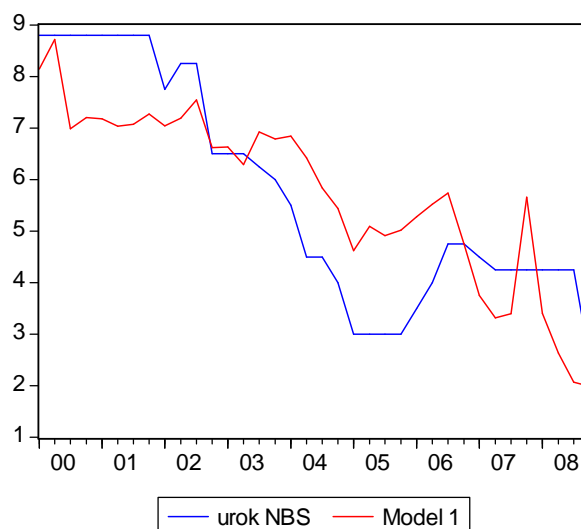
Model 1

Pri hľadaní Taylorovej rovnice pre Slovenskú republiku sme vychádzali zo všeobecnej teórie popísanej v časti (2.2) a takisto z predošlej časti odhadu VAR modelov. Predpokladali sme, že centrálna banka reaguje na odchýlku inflácie od cieľovej inflácie a na produkčnú medzeru. A podľa pozorovania z obrázku (3.3) sme mali taktiež dôvod predpokladať, že centrálna banka brala do úvahy aj výmenný kurz. Testovali sme model

$$i_t = c_1 + c_2(\pi_t - \pi_t^*) + c_3x_t + c_4e_t^N . \quad (3.7)$$

Koeficienty c_2 a c_3 očakávame kladné podobne ako Taylor vo svojej pôvodnej rovnici. Koeficient c_4 predpokladáme, že by mal byť taktiež kladný, keďže na slabú korunu by centrálna banka mala reagovať zvýšením úrokovej miery. Odhad sme spravili na dátach za obdobie od 2000Q1 po 2008Q4. Odhadovali sme metódou najmenších štvorcov.

<i>Koeficient</i>	<i>Hodnota</i>	<i>p-hodnota</i>
$C(1)$	-58.03531	0.0000
$C(2)$	0.269163	0.0438
$C(3)$	0.433793	0.0691
$C(4)$	17.41091	0.0000
<hr/>		
R-squared	0.614261	
Durbin-Watson	0.363499	
Akaike info c.	3.630902	
Schwarz c.	3.806849	



Z výsledkov odhadu vidíme, že reakciu na zmeny nominálneho kurzu môžeme predpokladať, keďže daná premenná je signifikantá v rovnici. Ďalej vidíme, že podľa tejto odhadnutej rovnice by mala centrálna banka pripisovať väčšiu váhu pri stabilizácii produkčnej medzery ako stabilizácii inflácie. Nedostatkom tohto odhadu je nízka hodnota Durbin-Watsonovej štatistiky. Pre zmenené obdobie odhadu nám vychádzali iné koeficienty, takže model má nevýhodu aj v nedostatku robustnosti.

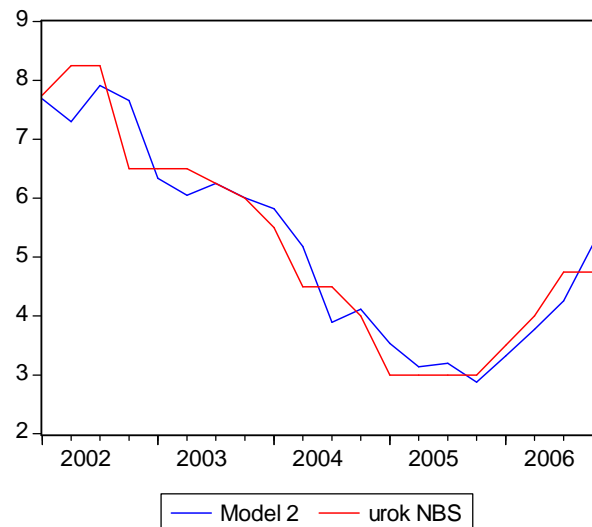
Model 2

V tomto modeli sme uvažovali, že je pravdepodobná neochota centrálnej banky radikálne zmeniť úrokové miery. Preto sme do neho zahrnuli zotrvačnosť v podobe minulej hodnoty úroku, čo znamená že centrálna banka by nastavovala úrokovú mieru vážením úrovne úroku z minulého obdobia a reakcie podľa klasickej Taylorovej rovnice. Uvažovali sme tiež o možnosti, že centrálna banka, napriek deklarovanému inflačnému cieleniu priamo nereaguje na zmeny v inflácii, ale sústreďuje sa na stabilizáciu produkčnej medzery a výmenného kurzu, ktoré svojim spôsobom taktiež ovplyvňujú infláciu. Takto sme určili nasledujúce pravidlo

$$i_t = c_1 i_{t-1} + (1 - c_1)(c_2 x_t + c_3 e_t^N). \quad (3.8)$$

Očakávame, že znamienka koeficientov c_2 a c_3 sú kladné. c_1 by mala byť taktiež kladná a zároveň by nemala byť väčšia ako 1, keďže ide o váhu. Odhad bol urobený za obdobie 2002Q1-2006Q4 pomocou metódy najmenších štvorcov.

Koeficient	Hodnota	p-hodnota
$C(1)$	0.753013	0.0000
$C(2)$	2.581504	0.0108
$C(3)$	1.576587	0.0000
R-squared	0.924223	
Durbin-Watson	2.083773	
Akaike info c.	1.631420	
Schwarz c.	1.780780	



Výsledky nezamietajú hypotézu ani v tomto prípade. Všetky koeficienty sú signifikantné a k tomu sa pridala aj dostatočne vysoká hodnota Durbin-Watsonovej štatistiky. Model má však aj v tomto prípade problém s robustnosťou a pri zmene obdobia nám dáva mierne odlišné koeficienty.

Hodnota koeficientu pri premennej zotrvačnosti (0.75) je relatívne malá, čo značí, že centrálna banka sa nesnažila za každú cenu vyhýbať väčším zmenám v úrokovej miere. Podľa tejto rovnice by banka pomerne prudko reagovala na zmenu produkčnej medzery. Nárast produkčnej medzery o 1% by vyvolal zmenu v klasickej rovnici o 2.58%, čo pri váhe klasickej rovnice cca. 0.25, dokopy dáva 0.64%-ný nárast úrokovej miery.

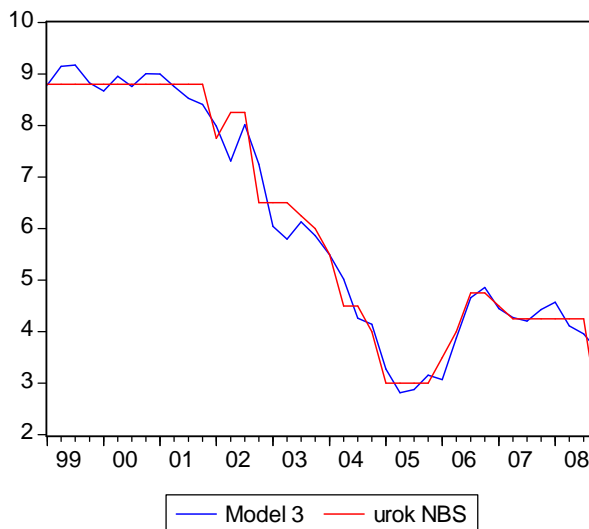
Model 3

V našom poslednom modeli sme ponechali zotrvačnosť v rovnici. Vrátili sme infláciu, avšak bez explicitne zadaného cieľa, ktorý sme zahrnuli do konštanty. Z VAR modelov v predošlej časti²¹ sme takisto nadobudli dojem, že Národná banka Slovenska by mohla zohľadňovať aj úroveň úrokovej miery ECB. Poslednú zmenu sme spravili ohľadom výmenného kurzu, keď centrálna banka by v tomto prípade nereagovala na samotný kurz, ale na odchýlku od jeho rovnovážneho stavu. Rovnica má nasledovný tvar

$$i_t = c_1 i_{t-1} + (1 - c_1)(c_2 + c_3 \pi_t + c_4 i_t^e + c_5 \bar{e}_t^N), \quad (3.9)$$

kde i_t^e je nominálny úrok ECB a \bar{e}_t^N je percentuálna odchýlka nominálneho výmenného kurzu od jeho rovnovážneho stavu. Rovnovážny stav výmenného kurzu sme odhadli pomocou HP filtra. Očakávame, že znamienka koeficientov c_1 , c_2 a c_3 sú kladné. Koeficient c_4 by mal byť takisto kladný, keďže podľa *impulse response* analýzy z VAR modelov sa slovenský úrok prispôboval európskemu, čiže sa hýbali jedným smerom. A nakoniec očakávame, že aj koeficient c_5 bude kladný. Totiž ak je výmenný kurz nad svojou rovnovážnou hodnotou, čiže je slabá koruna, tak by centrálna banka mala sprísniť menovú politiku na posilnenie koruny. Odhadovali sme z obdobia 1999Q1-2008Q4 pomocou metódy najmenších štvorcov.

Koeficient	Hodnota	p-hodnota
$C(1)$	0.840494	0.0000
$C(2)$	-3.615743	0.0731
$C(3)$	0.338149	0.0026
$C(4)$	1.993828	0.0004
$C(5)$	0.884174	0.0006
<hr/>		
R-squared	0.974136	
Durbin-Watson	1.913996	
Akaike info c.	1.037461	
Schwarz c.	1.248571	



Výsledky tohto modelu nám teda taktiež nezamietli naše predpoklady. Signifikantnosť všetkých premenných nám dáva nádej, že európska úroková miera a výmenný kurz sa mohli nachádzať v reakčnej funkcii centrálnej banky. Tento model

²¹ Konkrétne reakcia domáceho úroku na zahraničný menový šok. Vid' v prílohe č. 4.

má veľkú výhodu v robustnosti, keďže zmena odhadového obdobia zmení koeficienty iba nepatrne.

Modifikované modely č. 1-3 - ceny nehnuteľností

Modifikácia spočíva v tom, že do predošlých modelov zahrnieme aj cenu nehnuteľností. Cieľom je overiť, či centrálna banka nastavením úrokových mier sleduje aj stabilizáciu cien nehnuteľností (napríklad kvôli novej inflačnej náказе z trhu nehnuteľností). Kvôli obmedzeniu obdobia, z ktorých sme získali údaje o cenách nehnuteľností, budeme odhadovať prípadné reakčné funkcie maximálne od roku 2002.

$$\text{Model 1-b: } i_t = c_1 + c_2(\pi_t - \pi_t^*) + c_3x_t + c_4e_t^N + c_5b_t \quad (3.10)$$

$$\text{Model 2-b: } i_t = c_1i_{t-1} + (1 - c_1)(c_2x_t + c_3e_t^N + c_4b_t) \quad (3.11)$$

$$\text{Model 3-b: } i_t = c_1i_{t-1} + (1 - c_1)(c_2 + c_3\pi_t + c_4i_t^e + c_5\bar{e}_t^N + c_6b_t) \quad (3.12)$$

Teda do každej rovnice sme pridali premennú vyjadrujúcu percentuálny rast ceny nehnuteľností za $1m^2$ voči predchádzajúcemu obdobiu. Následne sme modely odhadli a sledovali či pridané premenné nejak výraznejšie ovplyvňujú rozhodovanie centrálnej banky.

Výsledky regresí sa nachádzajú v prílohe č. 5. Všeobecne môžeme povedať, že novo pridané premenné nehrali žiadnu dôležitú úlohu v rozhodovacej funkcii centrálnej banky. Vo všetkých prípadoch vyšli koeficienty nesignifikantné. Môžeme teda usúdiť, že centrálna banka nereagovala priamo na cenu nehnuteľností. Využíva ostatné transmisné kanály, ktoré nepriamo ovplyvňujú aj trh s nehnuteľnosťami.

Nakoniec sme tento istý postup zopakovali ešte raz, ale tentoraz sme pridávali do modelov rast cenového indexu prenájmu bytov. Výsledky regresí nebudeme uvádzať, ale výstupy nám dali podobné výsledky ako v prípade cien nehnuteľností. Je to spôsobené pravdepodobne tým, že cena prenájmu a cena samotnej nehnuteľnosti navzájom spolu súvisia. Nemali štatisticky významný vplyv na rozhodovanie centrálnej banky.

3.3.2 Prípád eurozóny

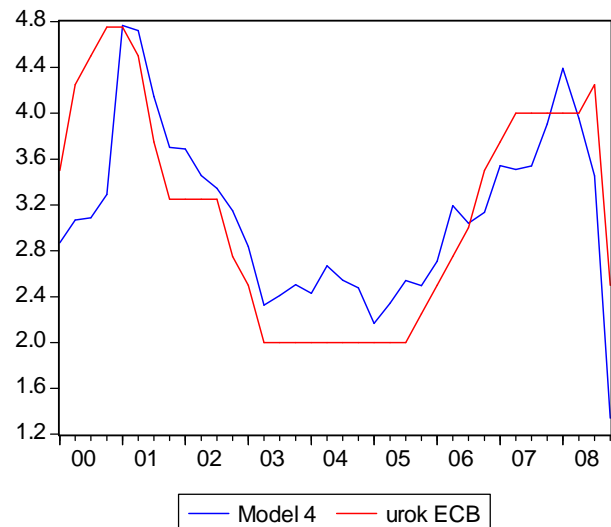
Model 4

Hľadanie Taylorovej rovnice pre európsku centrálnu banku sa nieslo v podobnom duchu ako pre Slovensko. Snažili sme sa zistiť ktoré premenné majú vplyv na rozhodovanie a či sa medzi nimi nachádza aj bilaterálny výmenný kurz eura a dolára. Eurozóna má svoje špecifikum v tom, že je relatívne uzavretá a veľká ekonomika. Jej menová politika je charakteristická snahou o udržanie stabilnej nízkej inflácie. Jej inflačný cieľ sa za celé obdobie od vzniku v roku 1999 drží na úrovni 2% až 3%. Preto sme najprv vyskúšali Taylorovu rovnicu v klasickej podobe

$$i_t^e = c_1 + c_2(\pi_t^e - \pi^{e*}) + c_3x_t^e. \quad (3.13)$$

Všetky koeficienty sme očakávali kladné podobne ako Taylor. c_1 by mala zahŕňať rovnovážnu reálnu úrokovú mieru. Inflačný cieľ sme nastavili na hodnotu 2%. Rovnicu sme odhadovali od roku 2000 kvôli nášmu predpokladu, že na začiatku roku 1999 ECB nastavila teoretické úrokové miery a nie ako reakcie na dané premenné. Odhadovali sme pomocou metódy najmenších štvorcov.

<i>Koeficient</i>	<i>Hodnota</i>	<i>p-hodnota</i>
$C(1)$	2.907432	0.0000
$C(2)$	0.429228	0.0504
$C(3)$	0.740335	0.0000
<hr/>		
R-squared	0.617215	
Durbin-Watson	0.404754	
Akaike info c.	1.908690	
Schwarz c.	2.040650	



Z výsledkov je vidno, že tento jednoduchý model relatívne dobre popisuje reakciu ECB. Rovnovážna reálna úroková miera bola odhadnutá pod 3%. Trocha nás prekvapil podiel váh pri inflácii a produkčnej medzery. Podľa tejto odhadnutej rovnice by mala ECB pripisovať väčšiu váhu stabilizácii produkcie ako inflácie, na rozdiel od klasického Taylorovho pravidla. Pri náraste inflácie o 1% navrhuje táto rovnica zvýšiť úrok 0.43%, pokiaľ pri náraste produkčnej medzery o 1% by malo byť zvýšenie o 74 základných bodov.

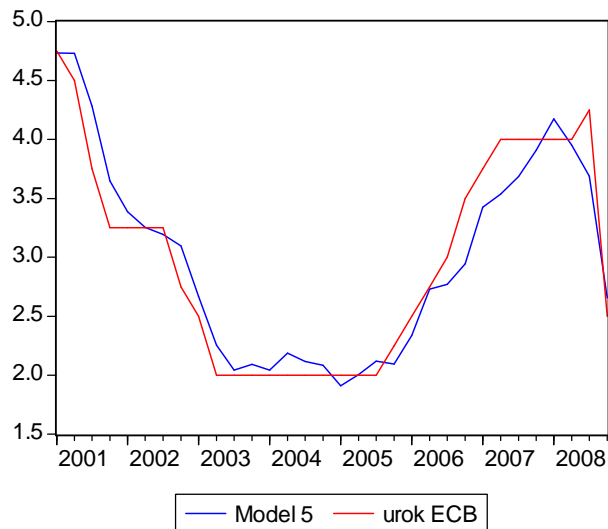
Model 5

Podobne ako pri slovenských rovniciach, aj tu sme predpokladali, že centrálna banka sa môže snažiť vyhybať sa priveľkým skokom v úrokových mierach. Preto sme skúsili model so zotrvačnosťou

$$i_t = c_1 i_{t-1} + (1 - c_1)(c_2 + c_3(\pi_t^e - \pi^{e*}) + c_4 x_t^e) . \quad (3.14)$$

Tak ako doteraz, všetky premenné by mali byť podľa teórie kladné a navyiac c_1 by mala byť menšia ako 1. Teda úrok, o ktorom rozhoduje centrálna banka, by mal kopírovať s nejakou váhou minulé hodnotu. Opäť sme použili metódu najmenších štvorcov pre obdobie 2001Q1 až 2008Q4.

<i>Koeficient</i>	<i>Hodnota</i>	<i>p-hodnota</i>
$C(1)$	0.523906	0.0000
$C(2)$	2.639538	0.0000
$C(3)$	0.532227	0.0143
$C(4)$	0.826418	0.0000
<hr/>		
R-squared	0.918527	
Durbin-Watson	0.924972	
Akaike info c.	0.330951	
Schwarz c.	0.514168	



Aj parametre tohoto modelu so zotrvačnosťou sú štatisticky významné. Koeficienty klasickej Taylorovej rovnice sú porovnateľné s predošlým modelom č. 4. Váha pri zotrvačnosti je 53%, čo je podstatne menšie číslo ako v prípade Slovenska v modeloch č. 2 a 3. Nárast inflácie o 1% si vyžiada v klasickej časti nárast úroku o 0.53%, čo pri váhe 47% dáva dokopy zhruba 0.25%-ný nárast v úrokovej miere ECB.

Náš záujem sa v tomto bode upriamil na výmenný kurz. Aby sme zistili, či výmenný kurz vplyva na rozhodovanie ECB, do rovníc (3.13) a (3.14) sme pridali nominálny výmenný kurz medzi eurom a dolárom. Kurz máme zadaný ako počet dolárov za 1 euro. Teda koeficient pri tejto premennej sme očakávali záporný. Keď euro oslabuje, čiže hodnota kurzu je nízka, tak centrálna banka potrebuje zatriktívniť menu a teda zvýšiť úrokovú mieru. Výmenný kurz sme pridali v podobe percentuálnej

odchýlky od jej prirodzenej hodnoty. Prirodzenú hodnotu výmenného kurzu sme odhadli pomocou HP filtra.

Výsledky regresíí uvádzame v prílohe č. 6. V modifikovanom modeli č. 4 sa preukázala skoro signifikantná prítomnosť výmenného kurzu. Aj znamienko koeficientu je podľa očakávania. Avšak regresia má malú hodnotu Durbin-Watsonovej štatistiky. Modifikovaný model č. 5 nám nepreukázal opodstatnenosť premennej pre výmenný kurz. Teda nevieme s istotou povedať či ECB sa snaží zohľadňovať výmenný kurz eura voči doláru pri svojich rozhodnutiach alebo nie. Vyzerá to však tak, že pravdepodobnosť sledovania výmenného kurzu voči eurozóne je väčšia u slovenskej centrálnej banky ako u európskej voči svetu – v súlade s faktom, že ekonomika Slovenska je malá a veľmi otvorená voči eurozóne.

V poslednom kroku našich odhadov sa pokúsime identifikovať vplyv výšky prenájmu za nehnuteľnosti na rozhodovanie centrálnej banky. Pre európsku ekonomiku sme nenašli ceny nehnuteľností ako to bolo v prípade Slovenska, a tak sme ich nahradili cenami prenájmu za byt. Podobne ako v predchádzajúcich prípadoch sme pridali k modelom č. 4 a 5 premennú, ktorá reprezentuje percentuálnu zmenu výšky prenájmu oproti predchádzajúcemu obdobiu.

Výsledky v prílohe č. 6 naznačujú to isté ako v prípade Slovenska, a to, že stabilizácia cien prenájmu nie je primárnym cieľom európskej centrálnej banky. Pridaná premenná je nesignifikantná v oboch prípadoch.

Záver

V práci sme analyzovali vzájomné vzťahy menovej politiky Národnej banky Slovenska a Európskej centrálnej banky na jednej strane, a ekonomiky Slovenska na strane druhej. Zvláštnu pozornosť sme venovali vplyvu menovej politiky na ceny aktív, reprezentované výmenným kurzom a cenami nehnuteľností resp. cenami prenájmu. Vytvorili sme si dva alternatívne VAR modely ekonomiky Slovenska. V jednom z nich vystupoval výmenný kurz, v druhom sme zahrnuli aj ceny prenájmu nehnuteľností. Pomocou vektorovej autoregresie a jeho reakčných funkcií (*impulse response*) na základe Choleskyho rozkladu sme analyzovali reakcie ekonomiky na menové šoky a reakcie centrálnej banky na šoky v ekonomike, vrátane šokov v cenách aktív.

Najprv sme sledovali vplyv domáceho menového šoku na slovenské premenné. Ich reakcie boli v súlade s predpokladmi teórie. Svedčí to o tom, že ekonomika Slovenska aj menová politika na Slovensku reagujú štandardne. Pri analyzovaní európskeho menového šoku nás prekvapila signifikantná reakcia slovenského úroku. Môžeme z toho usudzovať, že slovenská centrálna banka sa prispôbovala európskej menovej politike.

Vplyv menových šokov na výmenný kurz slovenskej koruny voči euru bol taktiež pozorovateľný. Na nárast úrokových mier reagovala naša mena posilnením. Jediný rozdiel bol v čase reakcie, keď na slovenský úrok reagovala koruna rýchlejšie ako na európsky. Je to pravdepodobne spôsobené tým, že európsky menový šok sa najprv premietne do slovenského úroku a až následne to spôsobí posilnenie koruny. V rozptylovej dekompozícii sme zistili podobnú mieru vplyvu zahraničného aj slovenského menového šoku na výmenný kurz.

V modeli s cenami prenájmov sme zistili, že pri znížení úroku, či už slovenského alebo európskeho, ceny prenájmu stúpili. Pravdepodobne je to spôsobené tým, že zníženie úrokových sadzieb hypotekárnych úverov zvýšilo dopyt po bytoch, ktorý spôsobil rast ich cien a následne aj cien prenájmu. Naopak, zmena v cenách prenájmu nemal signifikantný vplyv na menovú politiku centrálnej banky.

V druhej časti sme sa pokúsili odhadnúť reakčné funkcie menovej politiky centrálnych bánk a zistiť či v nej vystupujú nami sledované premenné. V prípade menových rozhodnutí NBS sa ukázal signifikantný vplyv výmenného kurzu slovenskej koruny voči euru. Vysvetľujeme si to dlhodobou snahou Slovenska vstúpiť do Eurozóny a snahou Národnej banky Slovenska o riadenie a stabilizáciu meny. V prípade Európskej centrálnej banky analýzy neukázali snahy o priamu stabilizáciu kurzu eura voči americkému doláru. V reakčných funkciách oboch centrálnych bánk, ECB a NBS, sme neidentifikovali ceny nehnuteľností, ani ceny prenájmu.

Zoznam bibliografických odkazov

- [1] BALL L., TCHAI DZE R., 2002, „*The Fed and the New Economy*“, American Economic Review and Proceedings, Vol. 92 (May), pp. 108-14.
- [2] CARARE A., TCHAI DZE R., 2005, „*The Use and Abuse of Taylor Rules: How Precisely Can We Estimate Them?*“, IMF Working Paper, WP/05/148
- [3] CIPRA, T., 1986, „*Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii*“ SNTL - Nakladatelství technické literatury
- [4] CLARIDA R., GALI J., and GERTLER M., 1999, „*The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*“ Journal of Economic Literature, Vol. 37, no. 2 (December 1999): 1661-1707.
- [5] ENDERS W., 1995, „*Applied econometric time series*“, Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics
- [6] FEDERIČOVÁ M., 2008, „*Výmenný kurz a jeho vplyv na infláciu*“, Diplomová práca, FMFI UK
- [7] FRENCH M., 2001, „*Estimating changes in trend growth of total factor productivity: Kalman and H-P filters versus a Markov-switching framework*“
- [8] HALL, P., 1988, „*On Symmetric Bootstrap Confidence Intervals*“, Journal of the Royal Statistical Society, B50, 35-45.
- [9] HODRICK R., PRESCOTT E. C., 1981, „*Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*“ Discussion Papers 451, Northwestern University
- [10] HORVÁTH R., RUSNÁK M., 2008, „*How Important Are Foreign Shocks in Small Open Economy? The Case of Slovakia*“ IES Working Paper 21/2008. IES FSV. Charles University.
- [11] MISHKIN F., 2007, „*Housing and the Monetary Transmission Mechanism*“ NBER Working Paper No. 13518
- [12] PAEZ-FARRELL J., 2007, „*Understanding monetary policy in Central European countries using Taylor-type rules: the case of the Visegrad four*“ Economics Bulletin, Vol. 5, No. 3 pp. 1-11

- [13] SIMS C.A., STOCK, J.H. and WATSON, M.W., 1990, „*Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots*“, *Econometrica*, Vol. 58, No.1, 113-144.
- [14] Software help files (Eviews 5, JMulti)
- [15] SVENSSON L.E.O., 2003, „*Monetary Policy and Real Stabilization*“, NBER Working Paper No. 9486
- [16] ŠMÍDKOVÁ K., 2002, „*Transmisní mechanismus měnové politiky na počátku 3. tisíciletí*“, *Finance a úvěr*, 52, č. 5
- [17] ŠTEKLÁČOVÁ L., 2003, „*Meranie produkčnej medzery na Slovensku*“, Diplomová práca, FMFI UK
- [18] TAYLOR J., 1993, „*Discretion versus policy rules in practice*“. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, s. 195-214.
- [19] ORPHANIDES A. and WILLIAMS J.C., 2002, „*Robust Monetary Policy Rules with Unknown Natural Rates*“ *Finance and Economics Discussion Paper Series* No. 2003-11 (Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System).
- [20] *Správy o finančnej stabilite za roky 2003-2008*. Národná banka Slovenska, <www.nbs.sk>
- [21] Eurostat, <ec.europa.eu/eurostat>

Dodatok A

Informačné kritériá pre výber modelu

Predstavme si situáciu, že pre daný súbor dát sme regresiou odhadli určitý model. Napadne nás však, že pridaním ďalšej vysvetľujúcej premennej by sme ho mohli vylepšiť. Dôsledkom je síce pokles súčtu štvorcov rezíduí modelu, zároveň sa však vystavujeme riziku „preparametrizovania“ modelu, tj. použitia väčšieho počtu vysvetľujúcich premenných v modeli ako by bolo potrebné. Každým pridaním parametra, či už nejakú ešte nepoužitú premennú alebo lagovanú hodnotu inej premennej, sa náš model môže vzdialiť od toho správneho modelu.

Práve pre porovnanie týchto rôznych modelov nám slúžia informačné kritériá. Modely musia byť odhadnuté na rovnakej sade dát a zároveň aj jednotlivé premenné musia byť v rovnakom tvare (ak sme pri jednom modeli použili premennú y , tak nepoužiť $\log(y)$ v druhom modeli). **Našou snahou je minimalizovať hodnoty týchto kritérií.** Predstavíme si nasledovné tri najznámejšie informačné kritériá:

Akaikeho informačné kritérium : $AIC = 2k + n[\ln(RSS/n)]$

Schwarzovo informačné kritérium : $SIC = k \ln(n) + n[\ln(RSS/n)]$

Hannan-Quinnovo informačné kritérium : $HQC = 2k \ln(\ln(n)) + n[\ln(RSS/n)]$

kde k je počet parametrov (vysvetľujúcich premenných a prípadná konštanta), n je počet pozorovaní a RSS je súčet štvorcov rezíduí odhadnutých z modelu²².

Informačné kritériá penalizujú zavedenie ďalšieho parametra do modelu. V prípade, že tá dodatočná premenná nemá dostatočnú vysvetľujúcu silu a teda jej pridanie nie je vyvážené adekvátnym znížením súčtu štvorcov rezíduí, tak sa hodnota informačného kritéria zvýši.

Vo viacrozmernom systéme, ako napríklad redukovaný *VAR* model (1.26), sa nám informačné kritériá menia týmto spôsobom:

Akaikeho informačné kritérium : $AIC = 2K + n[\ln(|\Sigma|)]$

Schwarzovo informačné kritérium : $SIC = K \ln(n) + n[\ln(|\Sigma|)]$

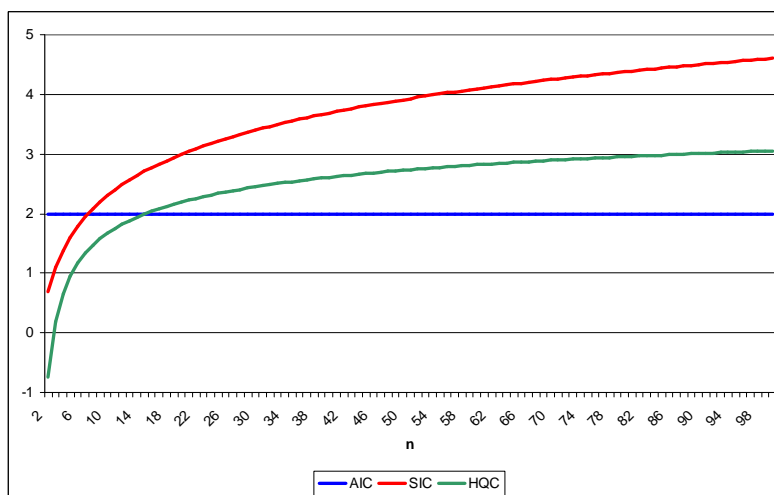
²² $RSS = \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2$, kde $\hat{\varepsilon}$ je vektor rezíduí a je definovaný ako rozdiel medzi reálnymi hodnotami

vysvetľovanej premennej a jej odhadnutými hodnotami, tj. $\hat{\varepsilon} = y - \hat{y}$.

Hannan-Quinnovo informačné kritérium : $HQC = 2K \ln(\ln(n)) + n[\ln(|\Sigma|)]$

kde n je počet pozorovaní, $|\Sigma|$ je determinant kovariančnej matice reziduí (napr. ako vo vzorcoch (1.25) alebo (1.29)) a K je počet všetkých parametrov v modeli (vysvetľujúce premenné, ich lagované hodnoty a prípadná konštanta) vyjadrené ako $K = i^2 p + i$. p je počet lagov a i je počet endogénnych premenných, tj. rozmer modelu.

Ako je vidno jednotlivé kritériá sa zhodujú v druhej zložke a líšia sa iba vo výške penalizácie za pridanie premennej. V obrázku (A.1) máme grafický vývoj penalizácie za pridanie parametra do modelu pre jeden parameter pre zvyšujúci sa počet pozorovaní. Je evidentné, že pre viac parametrov by rozdiely boli ešte väčšie. Vidíme, že pre malý počet dát je najprísnejšie *AIC*, naopak pre dostatočne veľa pozorovaní sa najprísnejším stáva *SIC*. V tomto prípade je *AIC* náchylnejšie k prijatiu aj „preparametrizovaných“ modelov.



Obrázok A.1: Vývoj sily penalizácie za pridanie premennej pre zvyšujúci sa počet pozorovaní pre $k = 1$.

Informačné kritériá nemajú charakter hypotézových testov. Nemáme žiadnu nulovú hypotézu a takisto žiadnu hraničnú hodnotu, ktorú keď prekročíme, tak zamietame model. Podstatou je minimalizovanie informačných kritérií pri daných dátach. Teda vyberáme modely s nižšou hodnotou informačných kritérií. Ak nám všetky informačné kritériá poukazujú na ten istý model, tak s vysokou pravdepodobnosťou môžeme ten model prijať. V prípade rozdielnych výsledkov by sme sa mali pre istotu pozrieť na iné vlastnosti tých modelov, napr. či majú rezíduá vlastnosti bieleho šumu.

Dodatok B

Hodrick-Prescottov filter

V 80-tych rokoch minulého storočia Hodrick a Prescott uviedli [9] ekonometrický nástroj pomocou ktorého dokázali upraviť časový rad do podoby, ktorá bola menej citlivá na krátkodobé fluktuácie na trhu. V danom časovom rade identifikovali trend a odstránili cyklickú zložku. Po čase sa táto metóda začala často využívať na odhadovanie potenciálnej produkcie.

Predpokladajme, že máme časový rad zlogaritmovaných hodnôt y_t , ktorý sa skladá z trendovej zložky τ_t a cyklickej zložky c_t , čiže

$$y_t = \tau_t + c_t \quad \text{pre } t = 1, 2, \dots, n. \quad (\text{B.1})$$

Náhodná premenná obyčajne obsahuje aj sezónnu zložku, avšak autori v tomto prípade predpokladali sezónnu očistenosť použitých dát. Následne identifikovali trendovú zložku riešením nasledovného minimalizačného problému

$$\underset{\{\tau_t\}_{t=1}^n}{\text{Min}} \left[\sum_{t=1}^n (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^{n-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \right]. \quad (\text{B.2})$$

Prvá suma označuje veľkosť cyklickej zložky v čase t a minimalizačnú funkciu penalizuje v prípade veľkej odchýlky trendovej zložky od aktuálnych dát. Druhá suma zase penalizuje za prílišnú odchýlku rastu trendovej zložky. Kvôli týmto dvom zložkám sa HP filter označuje ako obojstranný a symetrický. λ sa nazýva parametrom vyhladenia a je v úlohe váhy k druhej zložke. Je evidentné, že s λ idúcou do nuly bude mať odchýlka rastu trendu menšiu váhu a teda odhadnutý trend bude viac kopírovať aktuálne hodnoty. Naopak, s $\lambda \rightarrow \infty$ bude mať druhá zložka príliš veľkú váhu a minimalizačná funkcia ju bude chcieť minimalizovať a teda trend sa bude blížiiť k lineárnemu trendu. Pri lineárnom trende je totiž rast konštantný a tým pádom druhá suma v (B.2) bude nulová.

Otázkou ostáva ešte výber vyhladzovacieho parametra. Hodrick a Prescott vo svojej práci odhadli optimálny výber nasledovným spôsobom

$$\lambda = \frac{\sigma_c^2}{\sigma_\tau^2}. \quad (\text{B.3})$$

Teda ako podiel variancie cyklickej zložky a variancie rastu trendovej zložky. Výsledkom bolo optimálne ohodnotenie vyhladzujúcej premennej pre ročné dáta $\lambda = 100$, pre štvrtročné dáta $\lambda = 1600$ a pre mesačné dáta $\lambda = 14\,400$.

French [7] poukazuje aj na nevýhody Hodrick-Prescottovho filtra. HP filter je optimálny len za predpokladu splnenia nasledujúcich podmienok:

- 1) Časový rad obsahuje $I(2)$ trend. V prípade, že to tak nie je a objavia sa v ňom jednorazové trvalé šoky alebo v čase sa meniaci rast trendu, potom HP filter môže spôsobiť zmenu v trende, ktorá v skutočnosti neexistuje.
- 2) Chybová zložka v dátach má klasické vlastnosti bieleho šumu. Teda pochádza z normálneho rozdelenia s nulovou strednou hodnotou a s varianciou σ_ε^2 .

Je evidentné, že tieto podmienky optimality HP filtra sú veľmi obmedzujúce a v praxi málo pravdepodobné. Na tomto mieste ešte pripomenieme, že HP filter je nevhodný nástroj na predikciu, kvôli skresleným dátam na konci pozorovaného obdobia. Dôvodom je, že HP filter sa stáva jednostranným kvôli koncu dátovej množiny. Napriek tomu sa Hodrick-Prescott filter stal veľmi rozšíreným nástrojom na odhad potenciálnej produkcie v ekonomike.

Zoznam príloh

Príloha č. 1: *Vývoj vybraných makroekonomických ukazovateľov*

Príloha č. 2: *Výsledky Dickey-Fuller testov pre použité premenné*

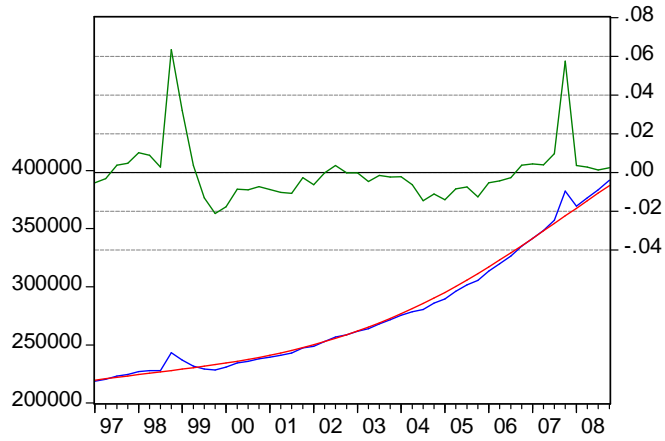
Príloha č. 3: *Reakčné funkcie na domáci menový šok*

Príloha č. 4: *Reakčné funkcie na zahraničný menový šok*

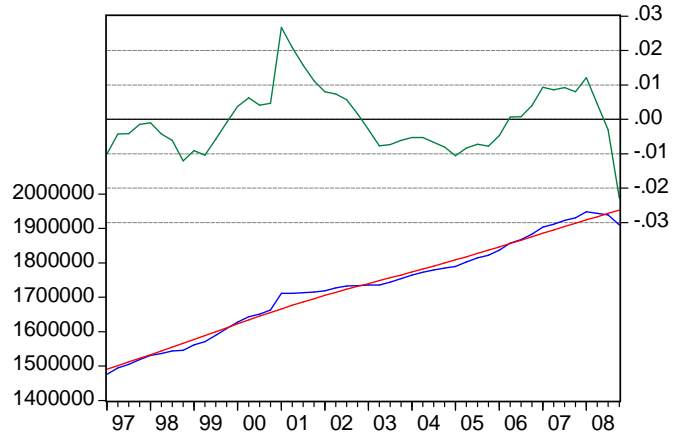
Príloha č. 5: *Výsledky regresíí Taylorových pravidiel pre SR s cenami nehnuteľností*

Príloha č. 6: *Výsledky regresíí Taylorových pravidiel pre EU s výmenným kurzom a cenami prenájmu*

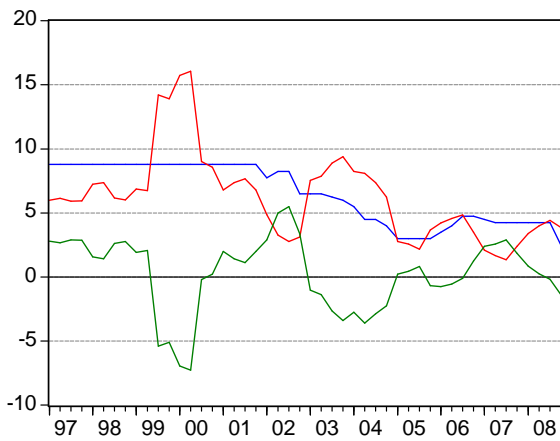
Príloha č. 1: Vývoj vybraných makroekonomických ukazovateľov



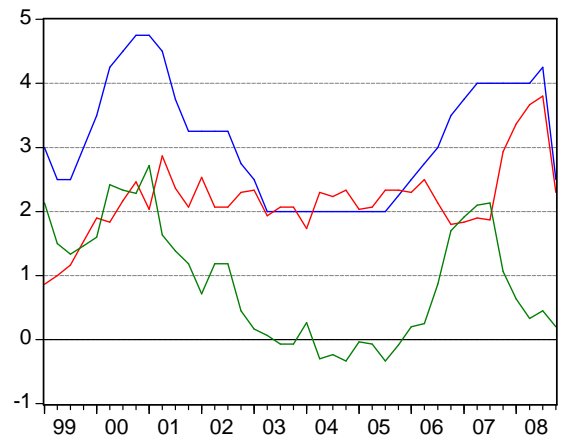
— reálne HDP v SR — produkčná medzera v SR
— potencionálne HDP v SR



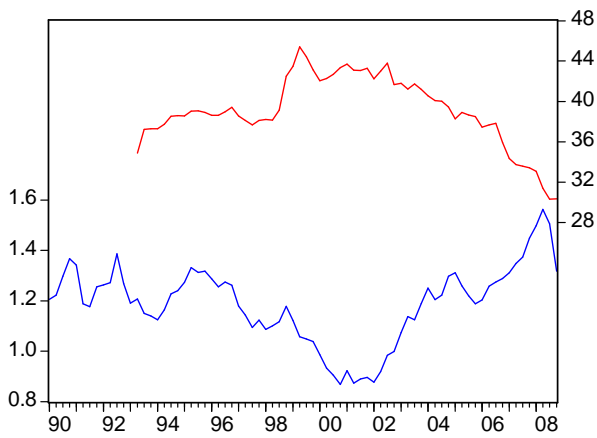
— reálne HDP v EU — produkčná medzera v EU
— potencionálne HDP v EU



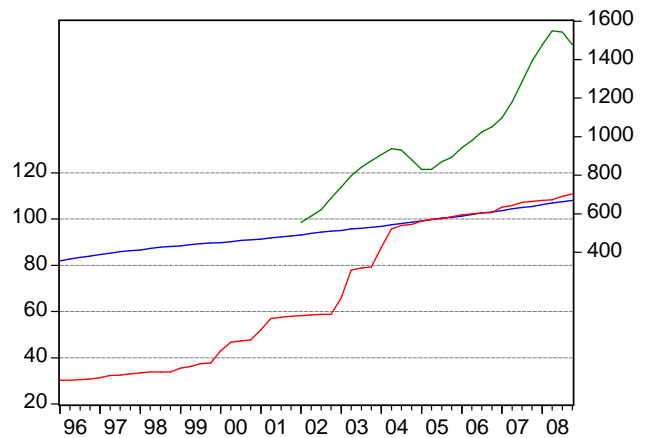
— nominálny úrok SR — reálny úrok SR
— inflácia SR



— nominálny úrok EU — reálny úrok EU
— inflácia EU



— Nominálny kurz USD/EUR — Nominálny kurz SKK/EUR



— nájomné v EU — cena bytov za m2 v SR
— nájomné v SR

Príloha č. 2: Výsledky Dickey-Fuller testov pre použité premenné

Tabuľka obsahuje hodnoty jednostranných *t*-štatistík. Nulová hypotéza DF testu je, že časový rad obsahuje jednotkový koreň.

Slovensko	ADF test	<i>produkčná medzera</i>	<i>úrok</i>	<i>inflácia</i>	<i>kurz</i>	<i>ceny nehnuteľnosti</i>
v leveloch	<i>s konštantou</i>	-3.985555**	-1.041366	-1.873340	0.513293	-1.006767
	<i>s trendom</i>	-3.941661*	-1.948640	-5.415631**	-0.443381	-4.479522**
	<i>bez všetkého</i>	-4.029641**	-2.823992**	-1.024093	-0.978726	0.957302
prvá diferencia	<i>s konštantou</i>	-8.700826**	-5.866356**	-5.433281**	-6.252652**	-2.449153
	<i>s trendom</i>	-8.601402**	-5.699503**	-5.401173**	-6.879404**	-2.165383
	<i>bez všetkého</i>	-8.798414**	-5.363950**	-5.476152**	-6.187852**	-2.077279*

* zamietame nulovú hypotézu pri 5%-nej hladine spoľahlivosti

** zamietame nulovú hypotézu pri 1%-nej hladine spoľahlivosti

Euro zóna	ADF test	<i>produkčná medzera</i>	<i>úrok</i>	<i>inflácia</i>	<i>cena prenájmu bytov</i>
v leveloch	<i>s konštantou</i>	-1.660570	-1.344263	-2.260137	2.949098
	<i>s trendom</i>	-1.599323	-1.344873	-3.246499	-1.146163
	<i>bez všetkého</i>	-1.707187	-0.557503	0.465893	2.349168
prvá diferencia	<i>s konštantou</i>	-4.928655**	-2.413881	-4.996304**	-1.472429
	<i>s trendom</i>	-4.874093**	-2.200863	-4.807141**	-3.058063
	<i>bez všetkého</i>	-4.918654**	-2.487224*	-4.982767**	-0.214439

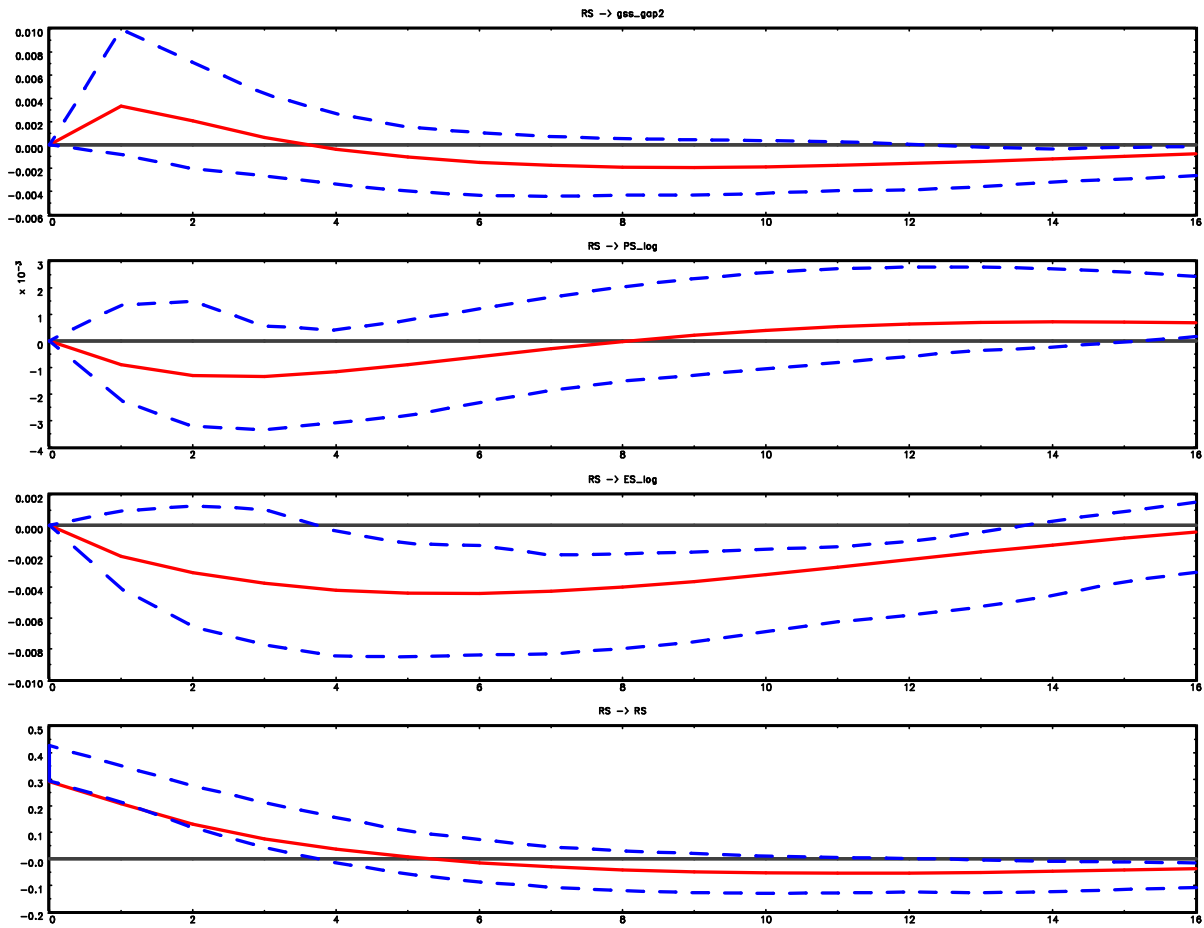
* zamietame nulovú hypotézu pri 5%-nej hladine spoľahlivosti

** zamietame nulovú hypotézu pri 1%-nej hladine spoľahlivosti

Príloha č. 3: Reakčné funkcie na domáci menový šok

- Obrázok 1: reakcia slovenskej produkčnej medzery
- Obrázok 2: reakcia slovenskej cenovej úrovne
- Obrázok 3: reakcia výmenného kurzu
- Obrázok 4: reakcia slovenského úroku na vlastný šok

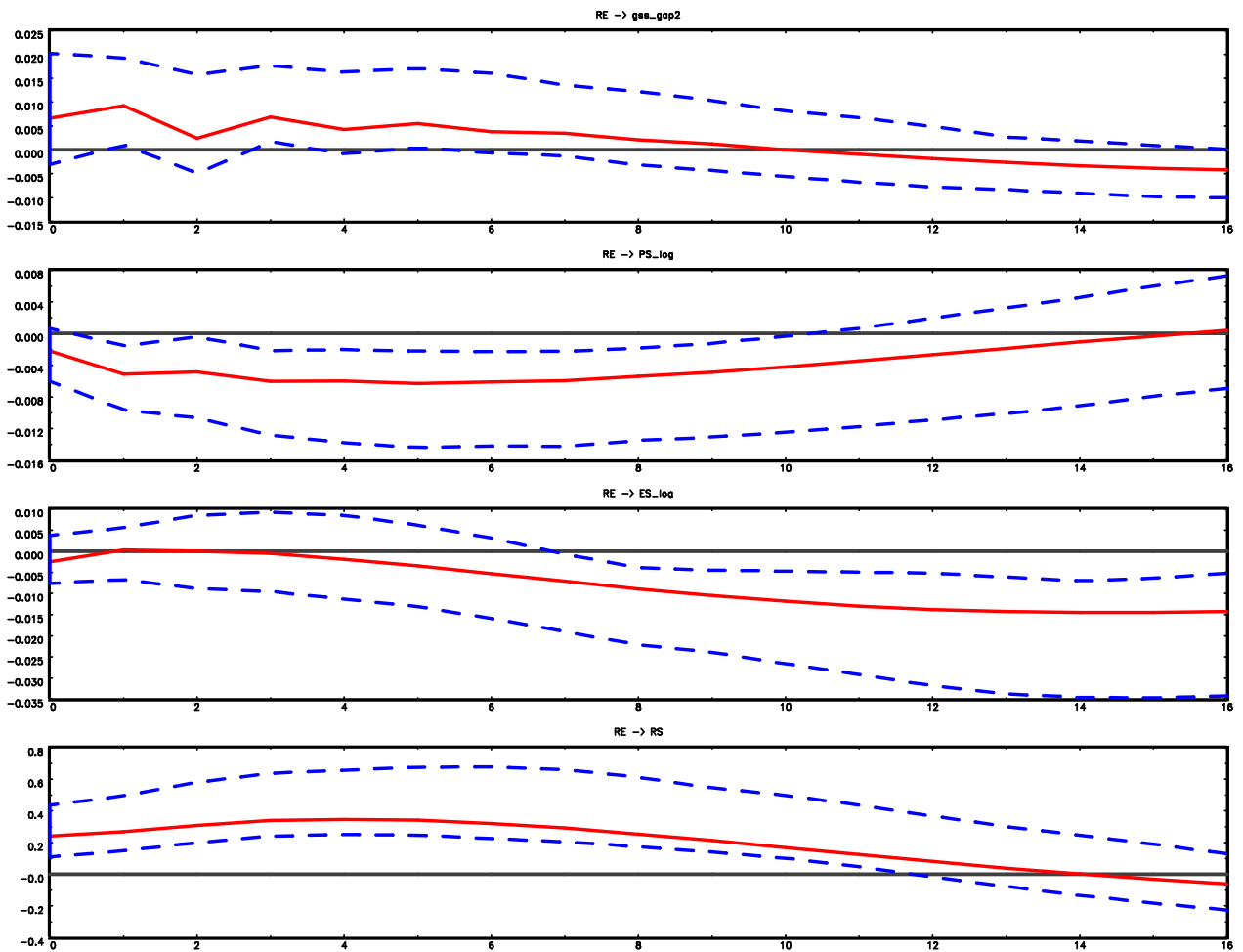
VAR Orthogonal Impulse Responses



Príloha č. 4: Reakčné funkcie na zahraničný menový šok

- Obrázok 1: reakcia slovenskej produkčnej medzery
- Obrázok 2: reakcia slovenskej cenovej úrovne
- Obrázok 3: reakcia výmenného kurzu
- Obrázok 4: reakcia slovenského úroku na vlastný šok

VAR Orthogonal Impulse Responses



Príloha č. 5: Výsledky regresíí Taylorových pravidiel pre SR s cenami nehnuteľností

Model 1-b

Koeficient	Hodnota	p-hodnota
C(1)	-29.17029	0.0059
C(2)	0.059336	0.7664
C(3)	0.235458	0.2792
C(4)	9.230330	0.0021
C(5)	12.24360	0.0653
<hr/>		
R-squared	0.562810	
Durbin-Watson	0.528190	
Akaike info c.	3.175193	
Schwarz c.	3.415163	

Model 2-b

Koeficient	Hodnota	p-hodnota
C(1)	0.740903	0.0000
C(3)	2.040602	0.1216
C(4)	1.416622	0.0006
C(5)	10.29872	0.5611
<hr/>		
R-squared	0.916114	
Durbin-Watson	1.927740	
Akaike info c.	1.778414	
Schwarz c.	1.977243	

Model 3-b

Koeficient	Hodnota	p-hodnota
C(1)	0.833916	0.0000
C(3)	-5.925673	0.2278
C(2)	0.585222	0.0633
C(4)	2.285536	0.0789
C(5)	1.084588	0.0495
C(6)	15.02745	0.3090
<hr/>		
R-squared	0.937049	
Durbin-Watson	1.828173	
Akaike info c.	1.311262	
Schwarz c.	1.599226	

Príloha č. 6: Výsledky regresíí Taylorových pravidiel pre EU s výmenným kurzom a cenami prenájmu

Modifikovaný model 4 (s kurzom)

Koeficient	Hodnota	p-hodnota
C(1)	2.867172	0.0000
C(2)	0.481473	0.0243
C(3)	0.653831	0.0000
C(4)	-0.032413	0.0505
R-squared		
	0.660958	
Durbin-Watson		
	0.369440	
Akaike info c.		
	1.842896	
Schwarz c.		
	2.018843	

Modifikovaný model 5 (s kurzom)

Koeficient	Hodnota	p-hodnota
C(1)	0.568875	0.0000
C(2)	2.637862	0.0000
C(3)	0.494149	0.0447
C(4)	0.869274	0.0000
C(5)	0.022325	0.3520
R-squared		
	0.917383	
Durbin-Watson		
	0.911185	
Akaike info c.		
	0.407400	
Schwarz c.		
	0.636421	

Modifikovaný model 4 (s nájomným)

Koeficient	Hodnota	p-hodnota
C(1)	3.186591	0.0000
C(2)	0.483908	0.0216
C(3)	0.739265	0.0000
C(4)	-62.52324	0.3789
R-squared		
	0.679558	
Durbin-Watson		
	0.521002	
Akaike info c.		
	1.786472	
Schwarz c.		
	1.962418	

Modifikovaný model 5 (s nájomným)

Koeficient	Hodnota	p-hodnota
C(1)	0.529964	0.0000
C(2)	2.211319	0.0001
C(3)	0.496142	0.0301
C(4)	0.785001	0.0000
C(5)	82.11268	0.3667
R-squared		
	0.916657	
Durbin-Watson		
	1.070743	
Akaike info c.		
	0.416143	
Schwarz c.		
	0.645164	